

**МОДЕЛИРОВАНИЕ
И
ПРОГНОЗИРОВАНИЕ
В ЭКОЛОГИИ**

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

МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ В ЭКОЛОГИИ

Межвузовский сборник научных трудов



Латвийский государственный университет им. П.Стучки
Рига 1980

Межвузовский тематический сборник научных трудов по моделированию и прогнозированию динамики экологических (преимущественно фитоэкологических) систем. Эта проблема рассматривается на концептуально-теоретическом, методологическом и методическом уровнях. Особое внимание уделяется проблеме времени и значению этой проблемы для теории и методики биоэкологического прогнозирования. Обсуждаются концептуальные основы и предлагаются конкретные методические подходы к оценке динамики уровня целостности, анализу смесей и определению уровня самодетерминации параметров биологических систем. В ряде статей показано приложение оригинальных методов в прогнозировании важнейших показателей (преимущественно биологической продуктивности) фитоэкологических систем, для выявления эффекта воздействия антропогенных факторов (загрязнения, гидромелиорации и др.) на лесные биогеоценозы и их оптимизации. Сборник представляет интерес для экологов, ботаников, специалистов лесного хозяйства, работающих в области охраны природы и рационального природопользования. Предлагаемое издание является вторым выпуском научных работ по данной теме. Первый выпуск вышел в свет в 1978 году.

Редакционная коллегия:

д-р биол. наук, проф. А. М. МАУРИНЬ (отв. редактор)

д-р биол. наук, проф. И. Я. ЛЕПА

канд. биол. наук, доцент Н. Е. БУЛТЫГИН

канд. с/х наук, ст. науч. сотр. П. П. ЗАЛЫТИС

Печатается по решению редакционно-издательского совета
ЛГУ им. П. Стучки от 25 января 1980 года

М 21004-012y 104-80.2001050000
М 812(II)-80

© Латвийский
государственный
университет
им. П. Стучки, 1980

А.М.Мауринь
ЛГУ им. П.Стучки (Рига)

ПРОБЛЕМА БИОЛОГИЧЕСКОГО ВРЕМЕНИ И ФУНКЦИЯ
БАКМАНА

Только времени покоряется
время.

Т.С.Элиот

Время и его структурность

Проблема времени является центральной в научном прогнозировании. Обязательное требование к любому биологическому прогнозу — это определение временных интервалов предсказываемого явления или состояния системы. Но проблема времени этим не исчерпывается.

Обсуждая вопросы соотношения пространственной и временной координат, Дж.Уитров [1] отмечает, что пространственное положение заданного объекта является "однозначной функцией времени, а время не обязательно является, а зачастую как раз не является однозначной функцией положения; с этой точки зрения скорее временная переменная, а не пространственная координата является основной" (с. 371). Яркой иллюстрацией этой мысли может служить динамика биологических систем. Так, если в динамике биогеоценоза пространственная трансформация проявляется обычно в неявной форме (изменение структуры, иногда и занимаемого пространства), то временная трансформация выступает явно и непосредственно.

Биоэкологическая система полииерархична, компоненты ее не только разнородны по своим функциям, значимости и времени существования, но и представляют различные формы

движения материи. Каждая группа схожих компонентов развивается по своим специфическим закономерностям, но вместе они образуют единую, интегрированную внутренними связями систему. В модели прогноза такую качественно разнородную систему требуется представить как целостную, для чего ее компоненты необходимо привести к единой основе, обеспечивающей возможность сравнивать эту систему с другими. В качестве такой единой основы может служить время, как неотъемлемое свойство всего сущего, отражающее его динамику.

При построении таких моделей прогноза динамики сложных биоэкологических систем недостаточно житейского представления об одномерности (линейности) и бесструктурности времени. Проблема структуры времени возникает уже на этапе анализа динамики биосферы. "Из построений Минковского и из теории относительности о неразрывном единстве пространства-времени, очевидно, следует, - пишет В.И.Вернадский, - что строением и состоянием должно обладать и в р е м я" [2, с.102]. О структурности времени в живой природе пишет Ю.А.Урманцев [3]. Он различает состав и строение индивидуального времени системы. Состав индивидуального времени (T_y) системы определяется числом и характером времен подсистем (t_i), а строение T_y - взаиморасположением t_i -ых. Отложив на одной оси координат величины T_y , на другой - показатели состава и на третьей - показатели строения, получим трехмерное время. В биоэкологическом прогнозировании нам необходимо знать, как в сложной системе собственные времена различных подсистем интегрируются (синхронизируются) в единое время системы. Однако, как отмечает Ю.А.Урманцев, мы этого пока не знаем. "Для понимания интегративного времени, - пишет И.В.Круть, - или сопоставления времени объектов различных уровней организации необходимо исследование дискретно-топологических и симметрично-групповых свойств и построение математических моделей многомерного времени" [4, с.12]. В геометрической форме такую модель сложного многомерного времени (хронополиморфизма метасистемы) для целей прогнозирования

предложил Б.Н.Тардов [5]. Обыкновенная гомеостатическая кибернетическая система отображается в этой модели клотоидным геликоидом с постоянной (константной) образующей, а диалектическая (развивающаяся) - с возрастающей. Частным случаем такого подхода является модель Х.Ридля [6], отображающая путь эволюции живой природы в виде спирали, поднимающейся по поверхности стоящего на своей вершине конуса, осью которого является "стрела времени".

В научной литературе изложены различные концепции времени [7]. Однако в интересующем нас аспекте все эти концепции можно объединить в две группы: причинно-реляционные и субстанционные. Согласно концепции первой группы, время - это система отношений (в наиболее обобщенном выражении) между структурными элементами развивающегося бытия, а не физически активная субстанция. "Пространство-время,- пишет Д.А.Александров,- есть множество всех событий в мире, отвлеченное от всех его свойств, кроме тех, которые определяются системой отношений воздействия одних событий на другие" [8, с.309]. Такого взгляда придерживается большинство современных физиков и представителей других естественных наук. Таким современным представлениям созвучны взгляды Г.Лейбница на время как порядок последовательности событий и состояний и на пространство как порядок сосуществования объектов бытия.

Из причинно-реляционных представлений следует, что каждая форма движения материи характеризуется и специфической формой времени. "Уже одно различие симметрии в пространстве-времени живого и косного вещества заставляет отделять жизненное время (*tempus vitalis*) от планетного времени"- писал В.И.Вернадский [2, с.132]. Различие симметрии здесь "сказывается в том, что необратимые процессы не могут идти вспять и проходить вторично тот же путь: для них нет центра симметрии в направлении их движения" [2, с.136]. Такого же взгляда придерживаются и другие исследователи явлений природы и общества. Так, И.В.Круть [4] приходит к выводу, что применение причинной концепции выявляет неадек-

ватность физического, геологического и биологического времени. Т. В. Холостова отмечает, что "тезис о множественности времени", т. е., другими словами, о зависимости временных характеристик развития от качественной определенности конкретных форм материи, может быть в полной мере отнесен к миру социальных явлений" [9, с. 55].

Биологическое время

Проблему биологического времени впервые четко поставил К. Бэр [10] в 1860 г. Он рассматривал его как отражение реальных метаболических процессов, в зависимости от скорости протекания которых живые организмы по-разному воспринимают один и тот же интервал физического времени. Но и объективное течение собственного времени у таких быстро и медленно живущих существ тоже различается, указывает К. Бэр.

К проблеме специфичности времени в живой природе обращались А. Каррел, И. Икскиль, Р. Вольтерек, В. Вернадский, Я. Кризенецкий, Лекомт дю Ноуи, И. Шмальгаузен и другие ученые XIX века. "Вступая в область жизни, — писал В. И. Вернадский, — мы опять подходим к более глубокому, чем в других процессах природы, проникновению в реальность, к новому пониманию времени... Бренность жизни нами переживается как время, отличное от обычного времени физика" [2, с. 44]. Вернадский считал необходимым обозначать специфическое проявление времени в живой природе "отдельным словом, для отличия от обычного времени физика, определяемого не реальным однозначным процессом, идущим в мире, а движением. Измерение этого движения в физике основано в конце концов на измерении периодичности — возвращении предмета к прежнему положению. Таково наше время астрономическое и время наших часов. Направление при таком подходе теряется из рассмотрения" [2, с. 45].

Поскольку законы физики безразличны к направлению времени, то как отмечает Ю. Б. Молчанов [7], оно из этих законов и не выводимо. Иначе в биологии, имеющей дело с

явно необратимыми процессами. Для необратимых процессов характерно определенное направление времени. В теории эволюции этот принцип необратимости известен как "закон Долло". Принцип необратимости проявляется также в сукцессиях био-экосистем и динамике всей биосферы [11].

Поиски конструктивного подхода к формализации и измерению биологического времени активизировались в 30-х годах нашего столетия. Основное влияние на эти поиски оказало всеобщее признание теории относительности А. Эйнштейна. Я. Кризенецкий [12] на основе своих экспериментов с лягушками пришел к выводу, что с увеличением календарного возраста животного в его организме уменьшается реальное содержание биологических процессов в единицу физического времени. При этом оказалось, что биологическая относительность физического времени изменяется по \int -образной кривой. Лекомт дю Нови [13] в своей книге, посвященной биологическому времени, пытается экспериментальными данными обосновать акселерацию (ускорение темпа) собственного времени человека по мере увеличения его возраста. Он основывается главным образом на экспериментах А. Каррела и И. Эбеллинга по росту эксплантантов в питательной среде доноров различного возраста, а также на данных по изменению скорости заживления ран у организмов с увеличением их возраста. По его расчетам, произведение скорости заживления раны (G) на возраст (t) раненого является практически постоянной величиной (K). Например, при сопоставлении двух организмов ($t=5$ и $t=50$ лет) получается

$$G_{50} : G_5 = K/t_{50} : K/t_5 = t_5/t_{50} = 1/10.$$

Следовательно, заключает он, в 50-летнем возрасте жизненные процессы текут в 10 раз медленнее, а темп собственного времени соответственно быстрее, чем в пятилетнем.

Более основательный конструктивный подход к изучению биологического времени разработан Гастоном Бакманом (1883-1964). Проблемой времени он занимался в связи с исследованиями процессов роста у людей, растений, высших и низших животных. Первая работа такого направления опублико-

вана им в трудах Латвийского университета [14], где он работал на медицинском факультете по приглашению с 1920 по 1928 гг., организовал здесь кафедру анатомии и анатомический музей. Итоговую работу — книгу "Рост и органическое время" [15] он опубликовал в 1943 году, будучи директором института анатомии Лундского университета в Швеции. Свой теоретико-методический подход Г.Бакман строит как на индуктивной, так и дедуктивной основе. Теоретические постулаты он конкретизирует в форме математических моделей и для проверки их адекватности использует обширные экспериментальные данные по росту организмов целого ряда классов многоклеточных.

Проанализировав известные формулы роста организмов (Ферхольста, Гомперта, Пюттер-Броди, Бэстиена и Генри, Тейссиера, Хёслина и др.), Г.Бакман выявляет их недостаточную адекватность. Например, симметричная \int -образная кривая, которой обычно аппроксимировали рост организмов, не отражает характерную особенность их роста. Эта особенность заключается в том; что период снижения скорости роста обычно более длителен, чем период ее возрастания. Поэтому половину своих конечных размеров организм достигает после наступления максимума прироста, но еще до середины общей продолжительности своей индивидуальной жизни. Это явление он объясняет тем, что биологическое движение имеет логарифмический характер. Характерное время биологических явлений (органическое время, по Г.Бакману) при этом понимается как логарифмическая функция физического времени. Кривая роста организма, построенная по такому органическому времени, получается симметричной.

Г.Бакман, вслед за Т.Робертсоном, выделяет 3 цикла роста многоклеточных организмов (у человека 4 цикла): овулярный, примордиальный (эмбриональный) и инфантильный (основного роста). Второй цикл не завершается в момент рождения или прорастания семени, а продолжается еще некоторое время, перекрываясь с уже начавшимся третьим циклом. У одноклеточных лишь I цикл роста — большой овулярный период.

У более развитых вольвоксовых (колониальные формы) к этому циклу присоединяется второй цикл - большой эмбриональный (примордиальный) период. В процессе дальнейшей эволюции появляется третий цикл, который начинает занимать все больший период онтогенеза (у растений 75-85%, у животных 90-95%, у человека около 99%). В качестве примера в таблице I приводятся данные роста дуба черешчатого в высоту (данные эмпирических наблюдений и теоретически рассчитанные по циклам).

Каждому циклу свойственен свой характерный темп органического времени и поэтому таковой должен определяться отдельно. Сопоставлять органическое время организмов разных видов (или популяций) и ступени их возраста, используя выведенные Г.Бакманов формулы, также следует лишь по соответствующим циклам роста.

Функция Бакмана

Исходной информацией для функции Г.Бакмана служат количественные значения процесса роста организмов (рост в длину, увеличение массы и др.). Он обосновывает достаточность такой информации тем, что процесс роста является основой жизни, выражает ее внутреннюю сущность и тесно связан с другими важнейшими биологическими процессами и явлениями в организме.

Концептуальной основой функции роста Бакмана является постулат о том, что логарифм скорости роста отрицательно пропорционален квадрату логарифма времени (I)

$$\log H = \kappa_2 \log^2 T \quad (I)$$

Он вводит показатели "нормальное время" - время в период максимальной скорости роста и "нормальная скорость" - скорость в период максимальной скорости роста. За единицу времени принято t_m и за единицу скорости h_m . Константа κ_2 всегда отрицательна. Однако это не значит, что скорость роста всегда снижается. В интервале $0 < T < I$ скорость

Таблица I
Рост дуба черешчатого, м

Возраст, лет	Цилиндр			Рост	
	I	II	III	Теоретический	Эмпирический
I	0,10	0,00	0,00	0,10	0,10
2		0,08	0,02	0,20	0,18
3		0,22	0,07	0,39	0,29
4		0,34	0,15	0,59	0,52
5		0,42	0,25	0,77	0,77
6		0,47	0,40	0,97	0,99
7		0,50	0,57	1,17	1,20
8		0,52	0,76	1,38	-
9		0,53	0,98	1,61	-
10		0,53	1,22	1,85	-
20		0,54	4,11	4,75	-
30			7,22	7,86	7,70
40			10,09	10,73	10,50
50			12,64	13,28	13,10
60			14,87	15,51	15,50
70			16,82	17,46	17,70
80			18,52	19,16	19,50
90			20,02	20,66	21,10
100			21,33	21,97	22,20
110			22,49	23,13	23,20
120			23,52	24,16	24,20
130			24,22	25,08	25,10
140			25,26	25,90	25,90

будет увеличиваться, поскольку логарифм здесь отрицательный. Подставив в формулу (1) значения $h/h_m = H$ и $t/t_m = T$ и учтя, что для одной и той же кривой роста величина h_m и максимальная скорость, а также t_m и время максимальной скорости константы, выводится основная формула роста (2)

$$\log h = \kappa_0 + \kappa_1 \log t + \kappa_2 \log^2 t. \quad (2)$$

Антилогарифм формулы (2) является скоростью роста (h) и его можно представить как dy/dt . Произведя соответствующие преобразования, Бакман выводит формулы для определения t_m и h_m , а также точек инфлексии (перегиба) кривой роста (см. формулы в конце статьи). Для определения кривой роста (y) по его скорости Бакман выводит интегральную функцию (3)

$$y = c_0 \cdot \int_0^x e^{-x^2} \cdot dx, \quad (3)$$

где c_0 - константа пропорциональности количественных значений роста к стандартному интегралу и x - мера органического времени. Органическое время (x) определяется по формуле (4)

$$x = c_1 \log t + c_2. \quad (4)$$

Константа c_1 является скаляром органического времени и вычисляется по формуле (5)

$$c_1 = - \frac{2\kappa_2}{2\sqrt{-2\kappa_2 \log e}}. \quad (5)$$

Константа c_2 выражает логарифмическое значение физической меры, которой измеряется время достижения половины конечных размеров, взятое пропорционно к скалярной величине (так как $\frac{c_2}{c_1} = \log t_{0.5}$). Эта константа определяется по формуле (6)

$$c_2 = - \frac{1 + \kappa_1}{2\sqrt{-\kappa_2 \log e}}. \quad (6)$$

Отношение c_2 к c_1 - это логарифмическая мера применимости шкалы физического времени. С переходом от одной шка-

лы физического времени к другой изменяется лишь значение C_2 (но C_1 не меняется), возрастая по мере уменьшения единицы физического времени. Например, при переходе от измерения времени в годах к новой шкале в днях, где $\rho = 1/365$, получаем

$$x = c_1 \log \rho t + c_2 = c_1 \log t + c_1 \log \rho + c_2. \quad (7)$$

Константа C_0 — это скаляр обычного пространства, выражается в см, м³, кг и т.д. и определяется по формуле (8)

$$C_0 = \frac{e}{\sqrt{-\kappa_2 \cdot \log e}} \cdot \frac{4\kappa_0 \kappa_1 - (1 + \kappa_1)^2}{4\kappa_1 \cdot \log e}. \quad (8)$$

Г. Бакман считает, что значения $x^2 = \frac{0}{2}; \frac{1}{2}; \frac{2}{2}; \frac{3}{2}; \dots; \frac{n}{2}$ имеют особо важную биологическую сущность. Разность этих значений константа (9)

$$\Delta x^2 = \frac{n}{2} - \frac{n-1}{2} = \frac{1}{2}. \quad (9)$$

Эту разность он назвал квантом жизни и утверждает, что x^2 организма в данный момент отражает число уже пережитых и еще предстоящих пережить квантов жизни. Основываясь на этой концепции, Бакман выводит формулу для определения времени максимального проявления жизненных потенций ("силы жизни")

t_p , время перехода быстрого старения в замедленное t_a и общей продолжительности жизни t_d (см. формулы в конце статьи). Половая зрелость наступает при $x = \sqrt{0/2} = 0$. По мере удаления от этой временной точки интенсивность проявления квантов жизни снижается, так как им соответствует все меньший интервал органического времени. Границы отрицательных значений жизненных явлений (т.е. до половой зрелости) тоже связаны с определенными биологическими явлениями, но у разных организмов они могут проявляться различно. К тому же начало $x = -\sqrt{3/2}$ не всегда совпадает с рождением организма. При $x = \sqrt{3/2}$ жизнь организма обычно кончается.

С увеличением возраста организма каждой следующей единице физического времени соответствует все меньше органичес-

кого времени - происходит акселерация физического (кинематического) времени. Абсолютную акселерацию физического времени Δt Бакман определяет как количество t , соответствующее в различном возрасте постоянному интервалу органического времени Δx (I0)

$$\Delta t = \frac{\Delta x}{c_1 \log e} \cdot t = kt. \quad (I0)$$

Поскольку Δt зависит от c_1 , то эта величина различна не только для разных организмов, но и органов одного организма. Для устранения этой трудности Бакман вводит понятие относительной акселерации физического времени (Z_t) как отношение показателя абсолютной акселерации любого года жизни (t_n) к абсолютной акселерации данного года жизни (t_p) (II)

$$Z_t = \frac{\Delta x \cdot t_n}{c_1 \log e} \cdot \frac{c_1 \log e}{\Delta x \cdot t_p} = \frac{t_n}{t_p}. \quad (II)$$

Из (II) следует, что относительная акселерация физического времени не зависит от типа роста, одинакова для различных органов и частей органов одного организма. Это как бы мера абсолютного возраста организма, отсчитываемого по "биологическим часам". В отношении же психологического восприятия акселерации физического времени Бакман представляет прошедшую часть жизни как единство, где, например, восьмой год от этого единства будет $1/8$, а двадцатый соответственно $1/20$. Или в общем виде: 1 год - это $1/t_n$ и год t_p - это $1/t_p$ от этого единства прожитой жизни.

За основу сравнения ступеней возраста различных организмов Бакман взял показатель "нормальной скорости" (скорость, выраженная в отношении к максимальной скорости). Для выражения времени одного организма (T_1) через время другого организма (T_2) он рекомендует формулу (I2)

$$\log T_1 = \sqrt{\frac{c_{2,2}}{c_{1,1}}} \cdot \log T_2 \quad (I2)$$

Для иллюстрации приводится таблица 2, заимствованная из книги Г. Бакмана [15].

Таблица 2

Сравнение ступеней возраста различных организмов

Органическое время (X) Ш цикла	Физический возраст, считая с начала роста								
	Яч- мень, дней	Куку- руза, недель	Дуб, лет	Бук, лет	Ляф- ния, дней	Сельдь, меся- цев	Чело- век, лет	Мышь не- дель	
Рождение							0,8	2,6	
-2,63127	21	5,6	1,2	1,9	0,3	0,8	4,2	3,6	
-1,90920	27	7,1	3,7	5,1	0,9	2,0	4,8	3,7	
-1,52085	32	8,0	6,9	8,6	1,5	4,2	5,4	3,9	
-1,25359	35	8,8	10,5	12,4	2,2	6,2	6,1	4,1	
-1,04963	38	9,4	14,5	16,4	3,0	8,3	6,8	4,4	
-0,88464	41	9,9	18,8	20,5	3,8	10,6	7,6	4,8	
-0,74609	43	10,3	23,3	24,7	4,7	12,9	8,3	5,3	
- $\sqrt{1/2}$	44	10,5	24,8	26,0	5,0	13,7	8,6	5,4	
-0,34363	51	11,7	43,8	42,7	8,5	23,3	11,5	7,8	
-0,01309	58	13,1	73,5	66,9	13,7	37,8	15,8	12,5	
$\sqrt{0/2}$	58	13,1	75,0	68,2	14,0	38,5	16,2	12,8	
			Половая зрелость						
+0,22564	63	14,1	106,8	92,6	19,5	53,5	20,5	18,9	
+0,41261	68	14,9	143,1	119,5	25,6	70,3	24,9	26,9	
+0,56630	73	15,7	182,0	147,3	32,1	88,0	29,7	36,6	
+ $\sqrt{1/2}$	77	16,4	226,8	178,4	39,4	108,1	35,0	48,9	
+0,81022	80	17,0	266,6	205,3	45,8	125,7	39,6	60,9	
+ $\sqrt{2/2}$	86	18,0	358,8	265,8	60,5	165,8	49,8	91,6	
+1,15619	92	19,0	458,1	328,7	76,0	208,3	60,4	128,8	
+ $\sqrt{3/2}$	94	19,4	510,0	360,8	84,0	230,2	65,8	150,1	
			Продолжительность жизни						
C ₁ +	5,84044	7,18196	1,47114	1,69212	1,57380	1,57640	1,73818	1,01845	
C ₂ -	10,29921	8,02419	2,75848	3,10252	1,80370	2,49900	1,89076	0,98142	

Как видно по данным таблицы 2, в начальный период своей жизни любой организм живет по отрицательному (антиэнтропийному) времени, которое в дальнейшем постепенно достигает нулевого состояния и переходит затем в положительное (энтропийное) время. Например, человек через этот порог (из отрицательного в положительное время) переходит примерно в 16 лет, сельдь - в 38,5 месяцев, мышь - в 12,8 недели и дафния - в 14 дней.

В качестве примера приводим определение биологического времени по функциям Бакмана для III цикла роста сосны обыкновенной. Для получения исходной информации на пробной площади одновозрастного насаждения у 25-30 деревьев берутся буровом Пресслера пробы древесины, измеряются диаметры и высоты по ступеням толщины и строится кривая высот. Возраст определяется по 2-3 пробам древесины, взятым у корневой шейки деревьев. После измерения ширины годичных колец по методике И. Лиены [16] определяется ежегодный текущий прирост по запасу. На графике по оси ординат откладываются логарифмы текущего прироста, а по оси абсцисс - логарифмы времени. Предполагая, что до высоты груди (1.3) уже завершился II цикл и рост идет лишь по III циклу, количественные значения текущего прироста с этого момента используются для аппроксимации этого показателя параболой второго порядка, относя ее начало к 2-летнему возрасту. Выбрав на параболе три точки (две до максимума прироста и одну после него) и по формуле (2) построив систему трех уравнений, вычисляем количественные значения κ_0 , κ_1 и κ_2 . Допустим, что они равны соответственно -1,6991; 3,0571 и -1,1789. По формулам (5) и (6) получаем $c_1 = -1,6476$ и $c_2 = -2,8350$. Подставив эти значения в формулу (4) получаем величину биологического времени для каждого календарного года жизни деревьев этого насаждения.

Функция Бакмана неоднократно обсуждалась в литературе. Положительно оценил возможность ее применения в лесобиологических исследованиях И. Вэк [17] и другие авторы. Обстоятельному критическому анализу подверг функцию Бакмана

Х.Томазиус [18]. На основе формул Г.Бакмана он построил номограмму, с помощью которой можно по исходной информации быстро определить необходимые константы (C_0 , C_1 и C_2) и "органическое время" (X). Проанализировав большой фактический материал, Х.Томазиус пришел к выводу, что функцию Бакмана можно использовать для аппроксимации эмпирических данных прироста деревьев по объему (массе), но эта функция мало подходит для отражения роста в высоту и по диаметру деревьев (без надлежащих коэффициентов пропорциональности). Он отмечает, что Бакманом не дан однозначный способ определения продолжительности второго (примордиального) цикла роста деревьев с указанием четких биологических критериев его границ; константам функции не дана достаточная биологическая интерпретация и измерения; к тому же эта функция для каждого цикла жизни имеет разные константы, что сильно осложняет ее применение.

Результаты наших исследований подтверждают вывод Х.Томазиуса в отношении исходной информации. Лучшие результаты дало использование количественных значений прироста по запасу. Включение показателя собственного времени (X) в математическую модель прогноза прироста древесины существенно повышало информативность модели (см. статью З.Мешковского "Применимость методов определения биологической самодетерминации для целей экологического прогнозирования" в этом сборнике). Интересные результаты были получены в исследованиях по применению функции Бакмана для диагностики потенциальной антропоперантности деревьев. На Рижском взморье нами были выбраны участки, относительно гомогенные по антропогенной нагрузке, и из произрастающих на них деревьев сосны выделена группа выражено неустойчивых (явно деградирующих, усыхающих) и группа антропоперантных (хорошего состояния). Для дальнейших расчетов были использованы данные о текущем приросте древесины этих совокупностей деревьев за восьмидесятилетний ретроспективный период. Значения функции Бакмана для этих двух совокупностей существенно различались и до периода отрица-

тельного антропогенного воздействия. Деревья, оказавшиеся впоследствии антропотолерантными (устойчивыми), отличались большей кривизной (т.е. более ускоренным темпом) собственного времени в начальные периоды онтогенеза. Эти результаты показывают, что функция Бакмана можно использовать для прогнозирования антропотолерантности деревьев. Однако для разработки конкретной методики применения этого принципа в селекционной работе необходимы дальнейшие исследования.

Функция Бакмана является одним из первых конструктивных теоретико-методических подходов к аппроксимации биологического времени по "онтогенетической шкале". Исследования этого ученого дакт импульс и концептуальные идеи для дальнейшей разработки этой актуальнейшей проблемы.

Дальнейшие исследования необходимы для разработки конструктивных методических подходов к аппроксимации биологического времени и по другим, помимо онтогенетической, шкалам: обмена веществ, сукцессий экосистем и эволюции биологических таксонов [19], а также для синхронизации временных шкал. Выявленная нами положительная связь антропотолерантности растений с ускорением темпа биологического времени онтогенеза имеет определенный сукцессионный и эволюционный аспекты. Как показал А.Г. Юсуфов [20], ускорение (акцелерация) онтогенеза является одним из направлений соматического преобразования индивидуума растений в эволюции, оно как явление популяционного уровня экологически оправдано и имело важные адаптивные последствия. "Значение этого явления, — пишет он, — состоит как в повышении вероятности оставления потомства, так и в ускорении биологического времени. Эти особенности имеют непосредственное отношение к определению темпов эволюции групп, с чем связан широкий биологический прогресс трав, и в особенности эфемеров, с ухудшением условий. Одновременно с акцелерацией онтогенеза возрастает и его автономизация. Последняя особенность имеет значение для стабилизации морфогенеза и процессов размножения. Отсюда акцелерация выступает не только как



результат, но и как предпосылка дальнейшей эволюции" (с. 174). Таким образом искривление (ускорение темпов) биологического времени по онтогенетической шкале в какой-то мере отражает изменение его и по другим временным шкалам.

Основные формулы Г. Бакмана

I. Для расчета скорости процесса

$$\log t_m = - \frac{\kappa_1}{2\kappa_2}$$

Время максимальной скорости.

$$\log h_m = \kappa_0 - \frac{\kappa_1^2}{4\kappa_2}$$

Максимальная скорость.

$$\log t_{0.5} = - \frac{1 + \kappa_1}{2\kappa_2}$$

Половина времени конечного размера.

$$\log h_{0.5} = \log h_m + \frac{1}{4\kappa_2}$$

Скорость при половине времени конечных размеров.

$$\log t_d = \log t_{0.5} + \frac{0,80712}{\sqrt{-\kappa_2}}$$

Продолжительность жизни (по III циклу).

$$\log h_d = \log h_{0.5} - \frac{0,80712}{\sqrt{-\kappa_2}} - 0,65114$$

Скорость при конце жизни.

$$y = 2,6896 \cdot h_m \cdot \sqrt{\frac{t_m - t_{0.5}}{-\kappa_2}}$$

Конечная величина организма данного цикла.

$$y_d = 0,9584 J$$

Конечные размеры (величина) при естественной смерти.

$$\log h = \kappa_0 + \kappa_1 \log(t - 0,5) + \kappa_2 \log^2(t - 0,5)$$

Расчеты значений скорости, которые затем прибавляются, чтобы получить рост при каждом значении t .

$$\log a = \frac{1 + \sqrt{1 - 3,47432 \kappa_2}}{4\kappa_2}$$

Два вспомогательных термина для расчета точек инфлексии кривой скорости.

$$\log b = \frac{1 - \sqrt{1 - 3,47432 \kappa_2}}{4\kappa_2}$$

$t_I = at_m; t_{II} = bt_m$ Положение обеих точек инфлексии процесса скорости.

2. Для расчета хода роста

$\log t_m = -\frac{c_2}{c_1} - \frac{1,1573}{c_1^2}$ Время максимальной скорости.

$\log h_m = +\frac{c_2}{c_1} + \frac{0,57565}{c_1^2} + \log(c_0 c_1) - 0,36222$ Максимальная скорость.

$\log t_{0,5} = -\frac{c_2}{c_1}$ Половина от времени конечной величины (размеров).

$\log h_{0,5} = \log h_m - \frac{0,57565}{c_1^2}$ Скорость при половине времени конечной величины.

$\log t_d = -\frac{c_2}{c_1} + \frac{1,22474}{c_1}$ Продолжительность жизни (III цикл).

$\log h_d = \log h_{0,5} - \frac{1,22474}{c_1} - 0,65144$ Скорость при наступлении естественной смерти.

$$y = c_0 \sqrt{T}$$

$$y = 1,0434 \cdot y_d$$

Конечная величина.

Конечные величины (от величины при естественной смерти). Если рост протекает в несколько циклов, надо ввести коррекции.

$$\log a = -\frac{1 + \sqrt{1 + 1,50886 \cdot c_1^2}}{1,73716 \cdot c_1^2}$$

Два вспомогательных термина для расчета точек инфлексии процесса скорости.

$$\log b = -\frac{1 - \sqrt{1 + 1,50886 \cdot c_1^2}}{1,73716 \cdot c_1^2}$$

$$t_I = at_m; t_{II} = bt_m$$

Положение обеих точек инфлексии процесса скорости.

$$y = c_0 \int e^{-x^2} dx$$

Рост.

$$x = c_1 \cdot \log t + c_2$$

Органическое время

$$c_1 = \frac{1,22474}{\log t_d - \log t_{0,5}}$$

$$c_2 = -c_1 \cdot \log t_{0,5}$$

Константы, вычисленные по продолжительности жизни (для III цикла) и по времени начала половой зрелости (цветения).

$$\log t_d = 1,22474 \log t_2 - 0,22474 \log t_{0,5}$$

Продолжительность жизни, определенная по времени старости и начала половой зрелости.

$$\log t_d = 2,73205 \log t_{0,5} - 1,73205 \log t_{-1}$$

Продолжительность жизни, определенная по времени цветения и прорастания (распускания почек).

$$\log t_m = \log t_{0,5} - 2,3026 (\log t_{0,5} - \log t_{-1})^2$$

Время максимальной скорости, определенное по времени цветения и прорастания.

$$\log h_m = \frac{1,09172 \cdot y_{-1}}{\sqrt{t_n \cdot t_{0,5} (\log t_{0,5} - \log t_{-1})}}$$

Максимальная скорость, определенная по времени цветения и прорастания.

$$h_0 = \frac{+\sqrt{1/2} \cdot 0,24502 \cdot p_n \cdot y_n}{t_n (\log t_n - \log t_{0,5})} \cdot e^{-t/h}$$

Скорость на границе квантов (не логарифмическая). Здесь: y - значение роста при времени t_n ; p_n - обратная величина стандартного интеграла при времени t_n , соответствующая границам квантов.

$$t_p = 2,71828 t_{0,5}$$

Время "наибольшей жизненности"; $t_{0,5}$ считается, начиная с t_0 III цикла.

$$t_a = 4,48160 \cdot t_{0,5}$$

Время перехода быстрого старения в замедленное; $t_{0,5}$ вычисляется так же, как в предыдущем случае.

Литература

1. Уитров Дж. Естественная философия времени. М.: Прогресс, 1964.
2. Вернадский В.И. Размышления натуралиста. Пространство и время в неживой и живой природе. М.: Наука, 1975.
3. Урманцев Ю.А. Специфика пространственных и временных отношений в живой природе. - В кн.: Пространство. Время. Движение. М.: Наука, 1971, с. 215-241.
4. Круть И.В. О факторах и компонентах земного планетарного времени. - В кн.: Доклады на ежегодных чтениях памяти Л.С. Берга. XV-XIX. 1967-1971. Ритмичность природных явлений. Л.: Наука, 1973, с. 7-25.
5. Тардов Б.Н. Клотоидный геликоид предвидения (прогноза). - Вопросы научного прогнозирования, 1969, №2, с. 18-19.
6. Riedl H. A model proposed for the process of evolution with special reference to plants. - Acta biotheor. 21, Nr. 1-2, 1972, p. 63-85.
7. Молчанов Ю.Б. Четыре концепции времени в философии и физике. М.: Наука, 1977.
8. Александров Д.А. Теория относительности как теория абсолютного пространства-времени. - В кн.: Философские вопросы современной физики. М.: Наука, 1959, с. 269-323.
9. Холостова Т.В. Проблема социального времени в развитии и функционировании общества. - В кн.: Проблема закона и закономерностей в обществознании. Л.: Изд-во ЛГУ, 1975, с. 55.
10. Бэр К. Какой взгляд на живую природу правильный и как применить этот взгляд к энтомологии? Речь, произнесенная при открытии Русского энтомологического общества в октябре 1860. - Записки Русского энтомологического общества, 1861, №1, с. 1-39.

- II. Мауринь А.М. Принципы необратимости в моделировании биоэкологических систем.- В кн.: Моделирование и прогнозирование в экологии. Рига, 1978, с.15-21.
12. Krisznecky J. Untersuchungen über die biologische Relativität der Zeit.- Acta Soc. Scient. Natur. Moraviae 2. IX. Fasc. 11, Cechoslovachia, 1935.
13. Lecomte du Notty P. Biological time. London, 1936.
14. Backman G. Über generelle Wachstumsgesetze beim Menschen.- Acta Univers. Latviensis, 12, 1925, S. 367-380.
15. Backman G. Wachstum und organische Zeit. Leipzig, 1943.
16. Диепа И.Я. Прогнозирование запаса древостоев.- В кн.: Оптимизация использования и воспроизводства лесов СССР. М.: Наука, 1977, с.57-66.
17. Weck J. Anwendung von Wuchsgesetzen als Methode der forstlichen Zuwachsforschung. Allgemeine Forstzeitschrift, 1953. S. 39-43.
18. Thomasius H. Kritik der Wachstumfunktion von G. Backman.- Wissenschaftliche Zeitschrift der Technischen Universität Dresden. 1965, 14, Hf. 4, S. 1019 - 1031.
19. На пути к теоретической биологии. М.: Мир, 1970, ч. I.
20. Юсуфов А.Г. Акцелерация онтогенеза у цветковых растений и пути ее достижения.- Журнал общей биологии, 1949, т. 40, № 2, с. 165-175.

П. И. Кулаков
Новосибирский гос. университет
(Новосибирск)

ВРЕМЯ КАК ФИЗИЧЕСКАЯ СТРУКТУРА

Это чрезвычайно просто и логично, хотя и удивительно для многих, привыкших лишь к классическому понятию универсального времени.

Р. Бойер

Как известно, теория относительности совершенно по-новому поставила вопрос о природе времени, сформулировав его не как философскую, а как физическую проблему. Однако широко распространенное мнение о том, что теория относительности будто бы вскрыла и прояснила природу времени, на наш взгляд, является несколько преувеличенным. Время само по себе не является предметом изучения теории относительности. Оно входит в нее как нечто первичное, неопределяемое, само собой разумеющееся. Предметом изучения теории относительности является не время и не пространство, а движение. Таким образом, теория относительности это прежде всего наука о движении и сущность ее состоит в формулировке законов релятивистской кинематики. Что же касается понятий пространства и времени, то они рассматриваются в теории относительности постольку, поскольку являются тем необходимым "строительным материалом", на основе которого вводятся основные понятия кинематики.

А нельзя ли изучать свойства времени в чистом виде, не замутняя его природу рассмотрением второстепенного для него процесса движения? Другими словами, можно ли рассматривать время без движения? Для этого мы должны исключить из теории все ситуации, возникающие из-за относительного дви-

жения различных систем отсчета, и ограничиться рассмотрением специального множества событий, происходящих в одной и той же точке пространства, т.е. в месте нахождения одних и тех же часов (исключая тем самым необходимость рассмотрения пространственных отношений между событиями). С другой стороны мы можем исключить движение, рассматривая специальные множества событий, взаимные расстояния между которыми не меняются с течением времени. В первом случае мы выделяем в чистом виде временную структуру множества событий и приходим к хронометрии - физической теории времени. Во втором случае мы выделяем в чистом виде пространственную структуру множества событий и приходим к геометрии - физической теории пространственных отношений.

И только после того, как мы поймем, что такое пространство и время, взятые порознь, мы можем приступить к изучению структуры движения, синтезируя ее из реальных структур пространства и времени. И мы увидим, что при рассмотрении множества движущихся систем отсчета, в результате синтеза обеих структур (пространственной и временной) возникает новая единая кинематическая структура - структура $\mathcal{R}+I$ пространства и времени.

Прежде всего, рассмотрим некоторый измерительный прибор λ , позволяющий сопоставлять каждой паре событий (i, k) некоторое вещественное число τ_{ik}^λ . Этот прибор мы будем называть "часами", а число τ_{ik}^λ будем называть "квазивременным интервалом между событиями i и k , измеренным с помощью часов λ " или короче "квазивременем τ_{ik}^λ ". Без каких-либо существенных ограничений общности мы будем считать, что квазивремя τ между близкими событиями мало и в предельном случае совпадающих событий равно нулю, т.е.

$$\tau_{ik}^\lambda = 0.$$

Очевидно, что квазивремя τ_{ik}^λ является вещественнозначной функцией трех нечисловых переменных: двух событий $i, k \in \mathcal{M}$ и прибора $\lambda \in \mathcal{B}$, где \mathcal{B} - множество всех приборов, которые могут быть использованы как часы для измерения квазивремени τ_{ik}^λ , т.е.

$$\tau: \mathbb{N} \times \mathbb{N} \times \mathcal{G} \rightarrow \mathcal{R},$$

где \mathcal{R} - множество вещественных чисел.

Обратим внимание на следующее обстоятельство. Для того, чтобы понять истинную природу времени, его независимость от свойств измерительного прибора, т.е. от конкретного устройства тех или иных часов, мы должны рассматривать в принципе не одни конкретные часы λ , а целое множество часов $\mathcal{G} = \{\lambda, \mu, \nu, \dots\}$. Так наряду с традиционными часами, в основе которых лежат периодические процессы (маятниковые, кварцевые, рубидиевые, цезиевые, мазеры и т.п.) в это множество \mathcal{G} с таким же успехом могут быть включены часы с использованием произвольных, заведомо непериодических процессов.

Заметим, что в отличие от процедуры измерения $\frac{1}{2}N(N-1)$ взаимных расстояний l_{ik} между N точками, расположенными, например, в трехмерном пространстве, когда мы можем обойтись одним и тем же измерительным прибором, например, одной и той же масштабной линейкой, при измерении $\frac{1}{2}N(N-1)$ квазивременных интервалов τ_{ik}^λ между N событиями мы уже в принципе не можем обойтись одними часами. Поскольку при измерении τ_{ik}^λ необходимо, чтобы в момент наступления события i часы λ находились в исходном состоянии, когда стрелка прибора стоит на нуле, то для измерения $\frac{1}{2}N(N-1)$ квазивремен между N событиями потребуется целый комплект, состоящий из $N-1$ совершенно одинаковых часов $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{N-1}$, где λ_s - часы из одной и той же серии λ , включаемые в момент наступления события i_s ($s = 1, 2, \dots, N-1$) (рис. I).

Одной из важнейших задач хронометрии является нахождение алгоритма, позволяющего отделить заложенную в квазивремени τ_{ik}^λ информацию о самих событиях i и k , от информации о свойствах измерительного прибора, т.е.

$$\tau_{ik}^\lambda \begin{cases} t_{ik} \\ c_\lambda \end{cases} \quad (I)$$

где t_{ik} - универсальное каноническое время, зависящее лишь от событий i и k и не зависящее от часов λ ,
 c^λ - характеристика измерительного прибора (часов) λ .

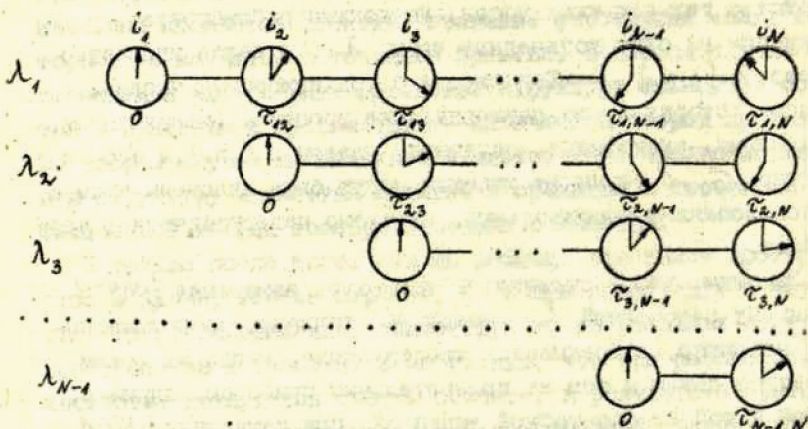


Рис. I. Процедура измерения квазивремени.

Строго говоря c^λ и t_{ik} зависят еще от произвольного выбора единицы измерения времени, т.е. $c^\lambda \equiv c^{\lambda_{01}}$ и $t_{ik} \equiv t_{ik, 01}$, где $(0, 1)$ - два фиксированных эталонных события, такие, что $t_{01, 01} = 1$. Таким образом, расщепление (I), вообще говоря, неоднозначно, так как зависит от выбора эталонных событий $(0, 1)$ и поэтому имеет вид

$$c_{ik}^\lambda \begin{cases} t_{ik, 01} \\ c_{01}^\lambda \end{cases}$$

Итак, задача сводится к тому, чтобы найти функцию $\varphi_{\lambda, 01}(\tau)$, зависящую только от устройства измерительного прибора (часов) λ и от выбора единицы измерения времени, такую, что результат подстановки в нее квазивремени c_{ik}^λ оставался бы одним и тем же для различных часов λ, μ, \dots, ν

е.

$$\varphi_{\lambda, \alpha_1}(t_{ic}^\lambda) = \varphi_{\mu, \alpha_1}(t_{ic}^\mu) = \dots = \varphi_{\nu, \alpha_1}(t_{ic}^\nu) = t_{ic, \alpha_1}.$$

Короче говоря, нужно указать способ градуировки $\varphi_{\lambda, \alpha_1}(t)$, вообще говоря, неравномерно идущих часов λ по "истинному" каноническому времени t_{ic, α_1} , не имея при этом эталонных "равномерно идущих" часов, а располагая только достаточно богатым набором квазивремени t_{ic}^λ , относящихся к различным парам событий из множества \mathcal{M} . На первый взгляд, задача кажется неразрешимой. Однако сам факт существования у множества событий \mathcal{M} нетривиальной физической структуры - структуры времени, дает нам в руки тонкий инструмент, позволяющий решить только что поставленную задачу.

Основным объектом изучения теории физических структур являются не сами физические объекты, а отношения между ними, сформулированные в наиболее общем и абстрактном виде [1, 2]. Благодаря этому данная теория позволяет, при соответствующей интерпретации, рассматривать с единой точки зрения самые различные физические теории феноменологического типа. К таким теориям относятся: геометрия, рассматриваемая как физическая теория протяженности реальных объектов, хронометрия, изучающая общие свойства времени, специальная теория относительности, теория тяготения, релятивистская и нерелятивистская механика, электродинамика, термодинамика. С другой стороны, факт существования феноменологической симметрии является настолько сильным требованием, что позволяет получать явные выражения для всех первичных физических законов, независимо от их конкретной физической интерпретации.

В качестве простейшего примера рассмотрим полиарные (пентаарные) отношения, в которых находятся "точки трехмерного евклидова пространства". Пусть $\mathcal{M} = \{i, j, \dots\}$ - множество материальных тел таких малых размеров, что их можно считать "точками". Отношения между N произвольными точками могут быть заданы указанием всех $\frac{1}{2}N(N-1)$ взаим-

ных расстояний между ними. Если же взять совокупность $\mathcal{M}_5 = \{i, c, m, n, p\}$, состоящую из пяти произвольных точек, то пентаэдрные отношения между ними становятся достаточно богатыми, чтобы образовать физическую структуру ранга 5. Это значит, что десять расстояний

$$\begin{matrix} l_{ic} & l_{im} & l_{in} & l_{ip} \\ & l_{cm} & l_{cn} & l_{cp} \\ & & l_{mn} & l_{mp} \\ & & & l_{np} \end{matrix} \quad (2)$$

между произвольными пятью телами i, c, m, n, p не являются произвольными, а связаны между собой некоторым универсальным соотношением

$$\Phi(l_{ic}, l_{im}, l_{in}, l_{ip}, l_{cm}, l_{cn}, l_{cp}, l_{mn}, l_{mp}, l_{np}) = 0, \quad (3)$$

вид которого не зависит от выбора пяти точек i, c, m, n, p и которое в нашем конкретном случае имеет вид равенства нулю пятиточечного определителя Кели-Менгера шестого порядка:

$$\forall i, c, m, n, p \in \mathcal{M}_5 \quad \begin{vmatrix} 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & l_{ic}^2 & l_{im}^2 & l_{in}^2 & l_{ip}^2 \\ 1 & l_{ic}^2 & 0 & l_{cm}^2 & l_{cn}^2 & l_{cp}^2 \\ 1 & l_{im}^2 & l_{cm}^2 & 0 & l_{mn}^2 & l_{mp}^2 \\ 1 & l_{in}^2 & l_{cn}^2 & l_{mn}^2 & 0 & l_{np}^2 \\ 1 & l_{ip}^2 & l_{cp}^2 & l_{mp}^2 & l_{np}^2 & 0 \end{vmatrix} = 0 \quad (4)$$

Поскольку в общем случае $n+1$ -точечный определитель Кели-Менгера с точностью до множителя равен квадрату объема n -симплекса с вершинами i_1, i_2, \dots, i_{n+1} , т.е. $D_{i_1, i_2, \dots, i_{n+1}} = (-1)^{n+1} 2^n (n!)^2 (V_{i_1, i_2, \dots, i_{n+1}})^2$, то геометрический смысл соотношения (4) состоит в равенстве

ве нулю объема четырехмерного симплекса $\mathcal{M}_5 = \{i, k, m, n, p\}$, все пять вершин которого лежат в трехмерной плоскости.

Итак, мы видим, что между пятью точками i, k, m, n, p трехмерного евклидова пространства существует какая-то странная связь: с одной стороны точки i, k, m, n, p совершенно произвольны, а с другой — десять расстояний $l_{ik}, l_{in}, l_{im}, l_{ip}, l_{kn}, l_{km}, l_{kp}, l_{mn}, l_{mp}, l_{np}$ не являются произвольными, так как связаны между собой соотношением (4) и одно из них является вполне определенной функцией девяти других.

Чтобы подчеркнуть особый, универсальный характер соотношения (4), справедливость его для любых точек i, k, m, n, p из множества \mathcal{M} мы будем перед выражениями такого рода помещать букву \forall , называемую квантором общности.

При этом выражение вида

$$\forall i \in \mathcal{M} \quad \Phi(i) = 0$$

означает: для любого элемента i из множества \mathcal{M} имеет место равенство $\Phi(i) = 0$.

Рассмотрим множество событий $\mathcal{M} = \{i, k, \dots\}$, происходящих в одной и той же точке пространства. Пусть для определенности \mathcal{M} — множество вспышек i, k, m, \dots , наблюдаемых в синциляционном счетчике при наличии произвольного источника элементарных частиц. И пусть λ — некоторые часы, с помощью которых мы можем каждой паре событий (i, k) сопоставить некоторое число τ_{ik}^λ , называемое квазивременем.

Рассмотрим N произвольных событий $i_1, i_2, \dots, i_N \in \mathcal{M}$. Чтобы сопоставить каждой паре событий (i_s, i_t) квазивремени $\tau_{i_s i_t}^\lambda \equiv \tau_{i_t i_s}^\lambda$ нам потребуется по крайней мере $N-1$ совершенно идентичных часов (рис. I):

с помощью первых часов измеряются $N-1$ квазивремен от события i_1 до событий $i_2, i_3, \dots, i_N - \tau_{12}^\lambda, \tau_{13}^\lambda, \dots, \tau_{1N}^\lambda$

с помощью вторых часов измеряются $N-2$ квазивремен от события i_2 до событий $i_3, i_4, \dots, i_N - \tau_{23}^\lambda, \tau_{24}^\lambda, \dots, \tau_{2N}^\lambda$

и т. д. и, наконец, с помощью " $N-1$ "-х часов измеряется квазивремя $\tau_{N-1, N}^\lambda$ от событий i_{N-1} до события i_N . Таким образом, вся информация об N событиях содержится в тре-

угольной матрице (5)

$$\begin{matrix}
 \tau_{12}^\lambda & \tau_{13}^\lambda & \tau_{14}^\lambda & \dots & \tau_{1N}^\lambda \\
 & \tau_{23}^\lambda & \tau_{24}^\lambda & \dots & \tau_{2N}^\lambda \\
 & & \tau_{34}^\lambda & \dots & \tau_{3N}^\lambda \\
 & & & \dots & \dots \\
 & & & & \tau_{N-1, N}^\lambda
 \end{matrix} \quad (5)$$

Спрашивается, существует ли какой-либо закон, которому подчиняются элементы этой матрицы? Таким законом, как мы знаем, может быть функциональная связь вида (3) между $\frac{1}{2} \rho(\rho-1)$ значениями $\tau_{i,k}^\lambda$, относящимися к ρ произвольным событиям.

Но чему равно ρ ? При $\rho=1$ и $\rho=2$ связи тривиальны. Поэтому начнем с первого нетривиального значения $\rho=3$. Мы будем говорить, что на множестве событий \mathcal{M} имеет место структура одномерного канонического времени (основной закон, лежащий в основании хронометрии), если множество характеристических точек \mathcal{S} , соответствующих произвольным симплексам $\mathcal{M}_3 = \{i, k, m\}$, состоящим из трех произвольных событий, образует двумерное непрерывное многообразие в трехмерном характеристическом пространстве R^3 . Другими словами, на множестве событий \mathcal{M} имеет место структура одномерного канонического времени, если между тремя квазивременами $\tau_{ik}^\lambda, \tau_{im}^\lambda, \tau_{km}^\lambda$, относящимися к трем произвольным событиям $i, k, m \in \mathcal{M}$ существует универсальная функциональная связь вида (6):

$$\forall i, k, m \in \mathcal{M} \quad \Phi_\lambda(\tau_{ik}^\lambda, \tau_{im}^\lambda, \tau_{km}^\lambda) = 0. \quad (6)$$

Таким образом, само существование одномерного времени является следствием из экспериментального факта, состоящего в том, что для каждого конкретного часа λ существует своя конкретная функция $\Phi_\lambda(u, v, w)$ такая, что при подстановке в нее трех конкретных значений квазивремен $\tau_{ik}^\lambda, \tau_{im}^\lambda, \tau_{km}^\lambda$ из матрицы (5) для трех произвольных событий i, k, m она всегда обращается в нуль. Итак мы видим, что между отдельными тремя событиями i, k, m существует

необычная и своеобразная связь: с одной стороны события i, k, m совершенно произвольны, а с другой - три квазивремени $\tau_{ik}^\lambda, \tau_{im}^\lambda, \tau_{km}^\lambda$ связаны между собой соотношением

$$\Phi_\lambda(\tau_{ik}^\lambda, \tau_{im}^\lambda, \tau_{km}^\lambda) = 0$$

и одно из них является вполне определенной функцией других:

$$\forall i, k, m \in M \quad \tau_{ik}^\lambda = f_\lambda(\tau_{im}^\lambda, \tau_{km}^\lambda).$$

В понятии одномерного канонического времени как раз и реализуются такие тернарные отношения между событиями, которые мы называем физической структурой ранга 3 на множестве событий M . Итак совсем кратко отвечая на вопрос: что такое время, мы можем сказать, что время - это тернарные структурно-физические отношения между событиями.

Как уже отмечалось, возможность нахождения "алгоритма разделения", позволяющего выделить из достаточно полного набора (5) экспериментальных значений квазивремени τ_{ik}^λ два инварианта: функции $\varphi_{\lambda, 01}(\tau)$ и числа $t_{ik, 01}$, первая из которых (градуировочная кривая часов λ) зависит только от устройства часов λ и от выбора единицы времени и не зависит от событий i и k , а второе (универсальное каноническое время) зависит только от пары событий i и k и от выбора единицы времени и не зависит от принципа работы и конкретного устройства часов λ , основана на существовании у множества событий M вполне определенной структуры - физической структуры ранга 3.

Напомним, что суть физической структуры ранга 3 сводится к требованию, чтобы между тремя квазивременами $\tau_{ik}^\lambda, \tau_{im}^\lambda, \tau_{km}^\lambda$, относящимися к трем произвольным событиям i, k, m существовала функциональная связь вида:

$$\forall i, k, m \in M \quad \Phi_\lambda(\tau_{ik}^\lambda, \tau_{im}^\lambda, \tau_{km}^\lambda) = 0.$$

Существенно, что функция Φ_λ , своя для каждого измерительного прибора λ , имеет инвариантный характер, т.е. не зависит от выбора событий i, k, m . Что же касается ее конкретного выражения, что вид ее считается заранее неизвестным. Казалось бы, что невозможно получить что-либо существенное из таких, на первый взгляд, слабых требований.

Но именно в этих требованиях уже содержится фундаментальный физический закон, лежащий в основании хронометрии. Посмотрим, как можно извлечь его из этих требований на примере следующей абстрактной задачи.

Пусть $\mathcal{M} = \{i, k, \dots\}$ — некоторое множество элементов произвольной природы и $a: \mathcal{M} \times \mathcal{M} \rightarrow \mathcal{R}$ некоторая функция, сопоставляющая по какому-то правилу каждой паре элементов i, k из \mathcal{M} вещественное число a_{ik} и пусть между тремя числами a_{ik}, a_{im}, a_{km} относящимися к трем элементам $i, k, m \in \mathcal{M}$ существует универсальная функциональная связь

$$\forall i, k, m \in \mathcal{M} \quad \varphi(a_{ik}, a_{im}, a_{km}) = 0 \quad (7)$$

вид которой не зависит от выбора элементов $i, k, m \in \mathcal{M}$.

Спрашивается, какой наиболее общий вид может иметь числовая функция двух нечисловых переменных a_{ik} и функция трех вещественных переменных $\varphi(u, v, w)$, чтобы удовлетворить поставленным условиям? Возьмем четыре произвольных элемента i, k, m, n из \mathcal{M} . Для каждой тройки из них должно выполняться равенство (7):

$$\text{для } \mathcal{M}_1 = \{i, k, m\} \quad \varphi(a_{ik}, a_{im}, a_{km}) = 0, \quad (8)$$

$$\text{для } \mathcal{M}'_1 = \{i, k, n\} \quad \varphi(a_{ik}, a_{in}, a_{kn}) = 0, \quad (9)$$

$$\text{для } \mathcal{M}''_1 = \{i, m, n\} \quad \varphi(a_{im}, a_{in}, a_{mn}) = 0, \quad (10)$$

$$\text{для } \mathcal{M}'''_1 = \{k, m, n\} \quad \varphi(a_{km}, a_{kn}, a_{mn}) = 0. \quad (11)$$

Перепишем (8)–(11) в виде, разрешенном относительно первого аргумента:

$$a_{ik} = f(a_{im}, a_{km}) \quad (12)$$

$$a_{ik} = f(a_{in}, a_{kn}) \quad (13)$$

$$a_{im} = f(a_{in}, a_{mn}) \quad (14)$$

$$a_{km} = f(a_{kn}, a_{mn}), \quad (15)$$

где $f(x, y)$ — новая неизвестная функция двух переменных.

Подставляя в (12) значения a_{in} и a_{kn} взятые соответ-

венно из (I4) и (I5) и приравнивая правые части (I2) и (I3), получим

$$f(a_{im}, a_{kn}) = f(f(a_{ik}, a_{mn}), f(a_{kn}, a_{mn})) \quad (I6)$$

или в других обозначениях

$$f(x, y) = f(f(x, z), f(y, z)), \quad (I7)$$

где $x = a_{ik}, y = a_{kn}, z = a_{mn}$.

Итак, мы видим, что одно только требование универсальности равенства (7) - справедливости его при любом выборе $i, k, m \in M$, накладывает на функцию $a_{ik} = f(a_{im}, a_{km})$, а следовательно и на вид связи

$$\Phi(a_{ik}, a_{im}, a_{km}) = 0,$$

весьма жесткие ограничения в виде функционального уравнения (I6) или (I7).

Нетрудно угадать простейшее частное решение функционального уравнения (I7)

$$f(x, y) = x - y. \quad (I8)$$

Другим частным решением этого уравнения, как легко видеть, является

$$f(x, y) = \frac{x}{y}. \quad (I9)$$

Гораздо труднее найти общее решение. Это было сделано Г.Г.Михайличенко в работе [3]. Он показал, что общее решение уравнения (I7) имеет вид:

$$f(x, y) = \varphi^{-1}[\varphi(x) - \varphi(y)], \quad (20)$$

где $\varphi(x)$ - произвольная монотонная функция одной переменной, $\varphi^{-1}(x)$ - функция ей обратная, т.е. $\varphi^{-1}[\varphi(x)] = x$. Если выбрать $\varphi(x) = x$, то получаем частное решение (I8), если же положить $\varphi(x) = \ln x$, то получаем решение (I9).

Возвращаясь к первоначальным обозначениям получаем вместо (I2)

$$a_{ik} = \varphi^{-1}[\varphi(a_{im}) - \varphi(a_{kn})] \quad (21)$$

и вместо (7)

$$\forall i, k, m \in \mathcal{M} \quad \varphi(a_{ik}) + \varphi(a_{km}) - \varphi(a_{im}) = 0. \quad (22)$$

Покажем, что $\varphi(a_{ik})$ антисимметрична относительно перестановки i и k : полагая в (22) $m = i = k$, имеем $\varphi(a_{ii}) = 0$; после чего снова полагая в (22) $m = i$, получаем $\varphi(a_{ik}) = -\varphi(a_{ki})$.

Напомним, что в данной задаче мы имеем дело с двумя неизвестными функциями:

с функцией $a: \mathcal{M} \times \mathcal{M} \rightarrow \mathcal{R}$ - числовой функцией двух нечисловых переменных и

с функцией $\varphi: \mathcal{R} \rightarrow \mathcal{R}$ - числовой функцией трех числовых переменных.

Эти функции тесно связаны между собой: подстановка a в φ должна обращать результат в нуль. Но поскольку φ определена с точностью до произвольной монотонной функции одной переменной $\varphi(x)$, то должен существовать целый класс функций $a_{\lambda}: \mathcal{M} \times \mathcal{M} \rightarrow \mathcal{R}$, реализующих физическую структуру ранга 3 на множестве \mathcal{M} .

Таким образом, для каждой функции $\varphi(x)$ существует функция a_{φ} такая, что

$$\forall i, k, m \in \mathcal{M} \quad \varphi(a_{\varphi, ik}) + \varphi(a_{\varphi, km}) - \varphi(a_{\varphi, im}) = 0.$$

Чтобы подчеркнуть то обстоятельство, что произвольная непрерывная монотонная функция $\varphi(x)$ может быть интерпретирована как градуировочная шкала некоторого измерительного прибора λ , мы будем снабжать каждое отображение $a: \mathcal{M} \times \mathcal{M} \rightarrow \mathcal{R}$ индексом λ , указывающим на связь данного отображения $a^{\lambda}: \mathcal{M} \times \mathcal{M} \rightarrow \mathcal{R}$ с конкретным измерительным прибором λ из множества приборов $\mathcal{G} = \{\lambda, \mu, \dots\}$, различающихся как принципом действия, так и своими шкалами, но предназначенными для измерения одной и той же физической величины (например, времени, расстояния, силы тока и т.п.).

Итак, общее решение задачи нахождения физической структуры ранга 3 на одном множестве \mathcal{M} имеет вид:

$$\begin{aligned} \forall i, k, m \in \mathcal{M} \quad \varphi_{\lambda}(a_{ik}^{\lambda}, a_{im}^{\lambda}, a_{km}^{\lambda}) = \\ = \varphi_{\lambda}(a_{ik}^{\lambda}) + \varphi_{\lambda}(a_{km}^{\lambda}) - \varphi_{\lambda}(a_{im}^{\lambda}) = 0. \end{aligned} \quad (23)$$

Таким образом, исходя из чрезвычайно общих предположений о существовании какой-либо связи $\Phi_\lambda(a_{i\kappa}^\lambda, a_{i\mu}^\lambda, a_{\kappa\mu}^\lambda) = 0$ между тремя экспериментально наблюдаемыми величинами $a_{i\kappa}^\lambda$, $a_{i\mu}^\lambda$, $a_{\kappa\mu}^\lambda$ относящимися к трем произвольным физическим объектам $i, \kappa, \mu \in \mathcal{M}$ мы получили вполне конкретное выражение (23) для этой связи.

Это соотношение представляет собой своеобразный "закон сохранения", но только не в частном, привычном смысле слова, когда та или иная величина (энергия, импульс, момент импульса, заряд и т.п.) остается неизменной с течением времени, а в другом, более общем смысле, когда между экспериментально измеряемыми величинами существует связь, вид которой не зависит не только от времени, но и от конкретного выбора входящих в ее выражение физических объектов $i, \kappa, \mu \in \mathcal{M}$.

Вернемся теперь к нашей физической задаче и дадим полученным результатам конкретную физическую интерпретацию. В нашем случае множеством \mathcal{M} является множество событий i, κ, \dots ; функцией $a_{i\kappa}^\lambda$ является квазивремя $\tau_{i\kappa}^\lambda$ между событиями i и κ , измеренное часами λ . Таким образом, из одного только факта существования какой-либо зависимости между тремя значениями квазивремен $\tau_{i\kappa}^\lambda$, $\tau_{i\mu}^\lambda$, $\tau_{\kappa\mu}^\lambda$ одной и той же для любой тройки событий $i, \kappa, \mu \in \mathcal{M}$ вытекает конкретный вид этой зависимости, определенный с точностью для одной произвольной функции одной переменной $\psi(\tau)$. Смысл этой функции очень прост - это и есть градуировочная кривая часов λ по некоторому универсальному времени t .

Природа как бы благоразумно разрешила нам пользоваться не одними единственными "самыми правильными" часами, а любимыми часами λ из достаточно большого класса \mathcal{G} , соблюдая и здесь демократический принцип равноправия. Таким образом, если на множестве событий \mathcal{M} задана физическая структура ранга 3, то отсюда следует факт существования канонического, т.е. одномерного аддитивного времени

$$t_{i\kappa} = \varphi_\lambda(\tau_{i\kappa}^\lambda),$$

обладающего тем свойством, что

$$\forall i, k, m \in \mathcal{M} \quad t_{ik} + t_{km} - t_{im} = 0.$$

Это значит, что существует целый класс \mathcal{B} часов λ , μ , ν , ... для каждых из которых существует своя функция $\varphi_\lambda(\tau)$, такая, что результат воздействия ее на матрицу квазивремени τ_{ik}^λ приводит к новой матрице - матрице канонического времени t_{ik} , одной и той же для всех часов из множества $\mathcal{B} = \{\lambda, \mu, \nu, \dots\}$. Другими словами: для двух различных часов λ и μ экспериментальные значения квазивремени τ_{ik}^λ и τ_{ik}^μ , естественно, различны, т.е.

$$\begin{array}{ccccccc} \tau_{ik}^\lambda & \tau_{im}^\lambda & \dots & \tau_{in}^\lambda & \dots & \tau_{ik}^\mu & \tau_{im}^\mu & \dots & \tau_{in}^\mu & \dots \\ & \tau_{km}^\lambda & \dots & \tau_{kn}^\lambda & \dots & & \tau_{km}^\mu & \dots & \tau_{kn}^\mu & \dots \\ & & \dots & & & & & & & \\ & & & \tau_{kn}^\lambda & & & & & \tau_{kn}^\mu & \end{array}$$

однако существуют две такие функции $\varphi_\lambda(\tau)$ и $\varphi_\mu(\tau)$, свои для часов λ и μ , такие, что

$$\begin{array}{ccccccc} \varphi_\lambda(\tau_{ik}^\lambda) & \varphi_\lambda(\tau_{im}^\lambda) & \dots & \varphi_\lambda(\tau_{in}^\lambda) & \dots & \varphi_\mu(\tau_{ik}^\mu) & \varphi_\mu(\tau_{im}^\mu) & \dots & \varphi_\mu(\tau_{in}^\mu) & \dots \\ & \varphi_\lambda(\tau_{km}^\lambda) & \dots & \varphi_\lambda(\tau_{kn}^\lambda) & \dots & & \varphi_\mu(\tau_{km}^\mu) & \dots & \varphi_\mu(\tau_{kn}^\mu) & \dots \\ & & \dots & & & & & & & \\ & & & \varphi_\lambda(\tau_{kn}^\lambda) & & & & & \varphi_\mu(\tau_{kn}^\mu) & \dots \\ & & & & & & & & & \\ = & t_{ik} & & t_{im} & \dots & t_{in} & & & & \\ & & & t_{km} & \dots & t_{kn} & & & & \\ & & & & \dots & & & & & \\ & & & & & & t_{kn} & & & \end{array}$$

при этом значения канонического времени t_{ik} таковы, что имеет место фундаментальный закон аддитивности времени:

$$\forall i, k, m \in \mathcal{M} \quad t_{ik} + t_{km} - t_{im} = 0.$$

Подчеркнем, что закон аддитивности времени является физическим законом допускающим экспериментальную проверку. Как и всякий физический закон он выполняется с какой-то конечной точностью, т.е. является, строго говоря, первым

приближением к действительности. Таким образом, утверждение о том, что на множестве событий \mathcal{M} задана физическая структура ранга 3 (физическая структура одновременного времени) ни в коей степени не является априорным, а допускает экспериментальную проверку.

Закон аддитивности канонического времени

$$\forall i, k, m \in \mathcal{M} \quad \varphi_{\lambda}(\tau_{ik}^{\lambda}) + \varphi_{\lambda}(\tau_{km}^{\lambda}) - \varphi_{\lambda}(\tau_{im}^{\lambda}) = 0, \quad (24)$$

лежащий в основании хронометрии, определен с точностью до одной функции одной переменной $\varphi_{\lambda}(\tau)$, зависящей от выбора тех или иных часов λ . Уравнение (24) из-за наличия квантора общности \forall представляет собой, по сути дела, бесконечную систему функциональных уравнений одного и того же вида, различающихся между собой значениями аргументов τ_{ik}^{λ} , τ_{im}^{λ} , τ_{km}^{λ} , взятых для различных троек событий $i, k, m \in \mathcal{M}$.

Будем искать неизвестную функцию $\varphi_{\lambda}(\tau)$ в виде полинома степени n без свободного члена

$$\varphi_{\lambda}(\tau) = c_1 \tau + c_2(\lambda) \tau^2 + \dots + c_n(\lambda) \tau^n. \quad (25)$$

Это допущение основано на том, что любые значения τ известны с какой-то конечной ошибкой $\Delta \tau$. Следовательно точность определения $\varphi_{\lambda}(\tau)$ также должна быть конечной. Таким образом, начиная с некоторого значения степени полинома $n_0 = n_0(\Delta \tau)$, зависящей от ошибки измерения $\Delta \tau$, дальнейшее увеличение числа членов разложения (25) становится бессмысленным.

Подставляя разложение (25) в уравнение (24) и считая значения τ_{ik}^{λ} , τ_{im}^{λ} , τ_{km}^{λ} известными из опыта, мы получаем одно уравнение для определения n неизвестных $c_1(\lambda), c_2(\lambda), \dots, c_n(\lambda)$. Но так как закон аддитивности времени (24) остается справедливым для любых троек событий $i, k, m \in \mathcal{M}$, то выбирая каждый раз новые тройки событий (i, k, m) , (i, k, n) , \dots , (p, q, s) мы будем получать все новые и новые уравнения с одними и теми же неизвестными

$$\begin{aligned}
 c_1(\tau_{ik} + \tau_{km} - \tau_{im}) + c_2(\tau_{ik}^2 + \tau_{km}^2 - \tau_{im}^2) + \dots + c_n(\tau_{ik}^n + \tau_{km}^n - \tau_{im}^n) &= 0 \\
 c_1(\tau_{is} + \tau_{sn} - \tau_{in}) + c_2(\tau_{is}^2 + \tau_{sn}^2 - \tau_{in}^2) + \dots + c_n(\tau_{is}^n + \tau_{sn}^n - \tau_{in}^n) &= 0 \\
 \dots & \\
 c_1(\tau_{pq} + \tau_{qs} - \tau_{ps}) + c_2(\tau_{pq}^2 + \tau_{qs}^2 - \tau_{ps}^2) + \dots + c_n(\tau_{pq}^n + \tau_{qs}^n - \tau_{ps}^n) &= 0
 \end{aligned}
 \tag{26}$$

Выбирая достаточно большое число произвольных троек событий мы можем получить число уравнений значительно превышающее число неизвестных \mathcal{L} . При этом возникает следующая альтернатива: либо полученная система уравнений оказывается совместной, либо оказывается несовместной. Если имеет место первая ситуация, т.е. написанная система уравнений (26) в пределах точности измерений оказывается совместной, то это, во-первых, подтверждает сделанное априори предположение о наличии у множества событий \mathcal{M} физической структуры ранга 3 (или, что то же самое, предположение о существовании одномерного времени), во-вторых, говорит о том, что мы выбрали в качестве "часов" подходящий измерительный прибор и взяли достаточное число членов разложения \mathcal{L} и в-третьих, дает возможность найти неизвестные коэффициенты c_1, c_2, \dots, c_n и следовательно найти неизвестную функцию $\psi_\lambda(\tau)$.

Однако, здесь следует заметить, что поскольку система уравнений (26) однородна относительно c_1, c_2, \dots, c_n , то даже при совместности уравнений один коэффициент останется неопределенным. Для устранения этой неопределенности мы должны ввести единицу измерения времени. Выберем в качестве эталона пару произвольных событий 0 и I и положим по определению промежуток канонического времени от события 0 до события I равным единице, т.е.

$$t_{01} = \psi_\lambda(\tau_{01}^\lambda) = 1. \tag{27}$$

Таким образом, переписывая равенство (25) в виде

$$c_1 \tau_{01}^\lambda + c_2 (\tau_{01}^\lambda)^2 + \dots + c_n (\tau_{01}^\lambda)^n = 1, \tag{28}$$

мы получаем уже систему неоднородных уравнений (26), (28), из которой (при условии совместности системы уравнений (26)) можно найти все коэффициенты c_1, c_2, \dots, c_n и следовательно саму функцию $f_{\lambda}(t)$, зависящую от конкретного устройства часов λ и от выбора единицы измерения времени, т.е. от выбора эталонной пары событий $(0, I)$, мы будем обозначать эту функцию применяя дополнительный индекс $0, I$, т.е. $f_{\lambda, 0I}(t)$.

Подставляя в найденную функцию $f_{\lambda, 0I}(t)$ значения t_{ik}^{λ} получаем каноническое время

$$t_{ik, 0I} = f_{\lambda, 0I}(t_{ik}^{\lambda}),$$

зависящее только от пары событий (i, k) и от эталонной пары $(0, I)$ и не зависящее от конкретного устройства часов λ .

Итак, мы описали алгоритм, позволяющий выделить из информации о событиях i, k в виде канонического времени $t_{ik, 0I}$ и информацию о часах λ в виде набора коэффициентов $c_1(\lambda, 0I), c_2(\lambda, 0I), \dots, c_n(\lambda, 0I)$, т.е.

$$t_{ik}^{\lambda} \begin{cases} c_1(\lambda, 0I), c_2(\lambda, 0I), \dots, c_n(\lambda, 0I) \\ t_{ik, 0I} \end{cases}$$

Если же имеет место вторая ситуация, т.е. если система уравнений (26) в пределах точности измерений оказывается несовместной, то это означает, что либо взято недостаточное число членов разложения t , либо прибор λ не годится для роли часов, либо что сделанное априори предположение о существовании у множества событий M физической структуры ранга 3 (одномерного канонического времени) является неверным.

Рассмотрим алгоритм, позволяющий установить с помощью каких-либо конкретных часов λ факт существования одномерного канонического времени или, наоборот, факт принципиальной неприменимости этого понятия для описания множества событий M . Имея конкретные часы, получаем полный

набор экспериментальных значений τ_{ik}^λ , относящихся к каждой паре событий i и k из \mathcal{M} .

Установление структуры канонического времени осуществляется методом последовательных приближений.

Первое приближение.

Пусть $\nu = 1$, т.е. ищем каноническое время t в виде

$$t = c_1 \tau.$$

Уравнение аддитивности времени (24) в этом приближении выглядит следующим образом

$$\forall i, k, m \in \mathcal{M} \quad \tau_{ik} + \tau_{km} - \tau_{im} = 0. \quad (29)$$

Но так как каждое значение τ известно с какой-то ошибкой $\Delta \tau$, то соотношение (29) при подстановке в него экспериментальных значений τ нужно понимать как неравенство

$$|\tau_{ik} + \tau_{km} - \tau_{im}| < \delta_1(\Delta \tau) = 3 \Delta \tau, \quad (30)$$

где $\delta_1(\Delta \tau)$ - возможное отклонение суммы $\tau_{ik} + \tau_{km} - \tau_{im}$ от нуля из-за ошибки измерения $\Delta \tau$.

Итак, если для любых троек событий $i, k, m \in \mathcal{M}$ выполняется неравенство (30), то мы будем говорить, что с точностью до $\Delta \tau$ существует одномерное каноническое время t и часы $\lambda_1 \in \mathcal{B}$ имеют линейную шкалу $t = c_1 \tau$.

Если же неравенство (30) не имеет места и отклонение суммы $\tau_{ik} + \tau_{km} - \tau_{im}$ от нуля превышает допустимую ошибку δ_1 , то переходим к следующему приближению.

Второе приближение.

Полагаем $\nu = 2$, т.е. ищем одномерное каноническое время t в виде $t = c_1 \tau + c_2 \tau^2$.

Аддитивность времени t приводит к следующей системе линейных уравнений

$$c_1 \tau_{ikm}^{(2)} + c_2 \tau_{ikm}^{(2)2} = 0$$

$$c_1 \tau_{pqs}^{(2)} + c_2 \tau_{pqs}^{(2)2} = 0,$$

где

$$\tau_{ikm}^{(2)} \equiv \tau_{ik} + \tau_{km} - \tau_{im}$$

$$\tau_{ikm}^{(2)2} \equiv \tau_{ik}^2 + \tau_{km}^2 - \tau_{im}^2$$

условия совместности которой записывается в виде

$$\begin{vmatrix} \tau_{икт} & \tau_{икт}^{(1)} \\ \tau_{рфс} & \tau_{рфс}^{(1)} \end{vmatrix} = 0, \quad (31)$$

При подстановке в (31) экспериментальных значений допустимо отклонение от нуля в определенных пределах, т.е.

$$\begin{vmatrix} \tau_{икт} & \tau_{икт}^{(1)} \\ \tau_{рфс} & \tau_{рфс}^{(1)} \end{vmatrix} < \delta_2(\Delta\tau) \quad (32)$$

Если для любых $i, k, m; p, q, s \in M$ выполняется неравенство (32), то мы будем говорить, что с точностью до $\Delta\tau$ существует одномерное каноническое время t и часы $\lambda_2 \in B$ имеют квадратичную шкалу; если же неравенство (32) не выполняется, то следует перейти к следующему приближению.

2-приближение.

Ищем каноническое время t в виде полинома степени

$$t = c_1 \tau + c_2 \tau^2 + \dots + c_n \tau^n.$$

Аддитивность времени приводит к системе линейных уравнений

$$c_1 \tau_{икт} + c_2 \tau_{икт}^{(2)} + \dots + c_n \tau_{икт}^{(n)} = 0$$

$$c_1 \tau_{рфс} + c_2 \tau_{рфс}^{(2)} + \dots + c_n \tau_{рфс}^{(n)} = 0$$

$$\dots$$

$$c_1 \tau_{иктн} + c_2 \tau_{иктн}^{(2)} + \dots + c_n \tau_{иктн}^{(n)} = 0,$$

где $\tau_{икт}^{(l)} = \tau_{ик}^l + \tau_{кт}^l - \tau_{ин}^l \quad l=1, 2, \dots, n$

условие совместности которой записывается в виде

$$\begin{vmatrix} \tau_{икт} & \tau_{икт}^{(2)} & \dots & \tau_{икт}^{(n)} \\ \tau_{рфс} & \tau_{рфс}^{(2)} & \dots & \tau_{рфс}^{(n)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \tau_{иктн} & \tau_{иктн}^{(2)} & \dots & \tau_{иктн}^{(n)} \end{vmatrix} < \delta_n(\Delta\tau) \quad (33)$$

где $\delta_n(\Delta\tau)$ — возможное отклонение определителя (33) от нуля из-за ошибки измерений $\Delta\tau$.

Если для любых $i, k, m; p, q, s, \dots; u, v, w \in \mathcal{M}$ выполняется неравенство (33), то мы будем говорить, что с точностью до $\Delta \tau$ существует одномерное каноническое время t и часы λ_1 имеют полиномиальную степени κ шкалу.

Но может случиться так, что начиная с некоторой достаточно высокой степени точности (т.е. начиная с достаточно малых $\Delta \tau$) ни одни часы не могут обеспечить выполнения неравенства (33) ни при каких значениях κ . Это будет означать, что наше предположение о существовании у множества событий \mathcal{M} физической структуры ранга 3 (или то же канонического одномерного времени t) является, строго говоря, неверным. Однако в этом случае мы можем сказать, что каноническое одномерное время существует как некоторое первое приближение с точностью до некоторого $\Delta \tau$. В этой ситуации нужно, вообще говоря, проверить, не обладает ли множество событий \mathcal{M} физической структурой более высокого ранга или, что то же самое, не требуется ли для более точного описания действительности введения неканонического многомерного времени.

Наглядно это можно представить себе следующим образом:

Из-за наличия структуры канонического одномерного времени (физической структуры ранга 3) события i, k, m, \dots можно рассматривать как бы расположенными на некоторой прямой.

Представим себе ситуацию, когда события располагаются не на прямой, а на полосе ширины a . В этом случае, строго говоря, уже не будет иметь места закон аддитивности "расстояний" t_{ik}, t_{im}, t_{km} между событиями i, k, m . Однако отклонение разности $t_{ik} + t_{km} - t_{im}$ от нуля будет очень мало, так как

$$t_{ik} + t_{km} - t_{im} \approx \frac{a^2}{t_{ik}} \quad (34)$$

Для оценки такого отклонения можно применить формулу Герона для площади треугольника с вершинами

$$S_{ikm} = \frac{1}{4} \sqrt{(t_{ik} + t_{km} + t_{im})(t_{ik} + t_{km} - t_{im})(t_{ik} - t_{km} + t_{im})(-t_{ik} + t_{km} + t_{im})} \approx \frac{at_{im}}{2}$$

и положим там $t_{ic} \approx t_{km}$ и следовательно $t_{im} \approx 2t_{ic}$.

Таким образом получается любопытная ситуация: если промежутки времени t_{ic} велики по сравнению с a , то время по-прежнему можно с высокой степенью точности считать одномерным; если же t_{ic} сравнимы с a , то для описания таких близких событий необходимо перейти к рассмотрению двухмерного (или, вообще говоря, многомерного) времени.

Литература

1. Михайличенко Г.Г. Решение функциональных уравнений в теории физических структур.- Доклады АН СССР, 1972, 206, № 5, с. 1056-1058.
2. Кулаков Ю.И. Математическая формулировка теории физических структур.- Сибирский математический журнал, 1971, т. 12, № 5, с. 1142-1145.
3. Мизайличенко Г.Г. Вопросы единственности решения основного уравнения теории физических структур.- В кн.: Элементы теории физических структур. Новосибирск, Изд-во НГУ, 1968, с. 157-226.

И. Я. Лиена

ЛГУ им. П. Стучки (Рига)

ЕДИНАЯ ПРОГРАММА ОЦЕНКИ РЕАКЦИИ ДРЕВОСТОЯ НА ВЛИЯНИЕ ФАКТОРОВ ВОЗДЕЙСТВИЯ

Назначение.

Программа **FLOWER** предназначена для количественной оценки влияния разных факторов воздействия (ФВ). Под ФВ понимается любой фактор среды, изменение интенсивности воздействия которого оказывает существенное влияние на ход роста древостоя. Все факторы подразделяются на две группы. Первую группу составляют факторы, влияние которых связано с уменьшением количества деревьев на единицу площади. Факторы этой группы кодируются - JP = I. Воздействие факторов второй группы не вызывает изреживание древостоя. Они не кодируются. Программа составлена на алгоритмическом языке **FORTRAN** с учетом специфики операционной системы ОС для ЭВМ ЕС [2,3,4] и реализует разработанный автором метод оценки воздействия на лесной фитоценоз. Программа **FLOWER** помещена в библиотеку загрузочных модулей Вычислительного центра Латвийского государственного университета им. П. Стучки.

Сущность метода.

Современный метод оценки реакции древостоя должен обеспечить: точность результата $\pm 10(15)\%$; объективность и однократность сбора эмпирической информации; учет биологических особенностей древесных пород (полнодревность стволов, интенсивность формирования запаса, структура взаимоотношений таксационных показателей, циклический характер протекания физиологических процессов); применимость метода независимо от конкретных фитоценологических и экологических условий и хозяйственного режима; единый алгоритм для

определения эффекта влияния различных ФВ (лесохозяйственные мероприятия, ущерб, причиненный пожаром, вредителями, загрязнением среды, рекреационной деятельностью) как на отдельные насаждения, так и на их совокупности; сопоставимость результатов, полученных разными авторами в различных географических условиях; отражение структуры и динамики образования эффекта воздействия по годам; представление результатов в виде, удобном для экономического анализа; практичность и экономичность с точки зрения затрат труда, времени и средств; адекватность использования контроля (достаточность количества контрольных единиц, их однородность и соответствие изучаемым насаждениям).

В качестве основных показателей реакции древостоя используются дополнительный прирост по запасу (AV), текущий дополнительный прирост по запасу (CV), а также их редуцированные значения. Под AV понимается та часть прироста, которая образуется в результате воздействия изучаемого фактора за оцениваемый период t , м³/га. Показатель CV представляет собой значение AV за данный год и измеряется в м³/га за год. Величина CV вычисляется как разница между значениями AV смежных лет, т.е.

$$CV_i = AV_i - AV_{i-1} \quad (I)$$

Редуцированными значениями AV и CV называются числа, полученные делением AV и CV на сумму площадей сечений.

Формулы определения дополнительного прироста по запасу имеют следующий вид (в целях упрощения дальнейшего изложения алгоритма метода индекс i опущен).

$$AV = M - M_t \quad (2)$$

$$M = \kappa G (H + 4) \quad (3)$$

$$M_t = \kappa G_t (H_t + 4) \quad (4)$$

где AV - дополнительный прирост по запасу за оцениваемый период t ($t \leq 15$ лет), м³/га;

M - запас наличного древостоя во время оценки влияния изучаемого фактора, т.е. в конце пе-

периода t , $m^3/га$;

M_t - прогнозируемый запас наличного древостоя в то же время, т.е. запас, который имел бы древостой, если бы не осуществлялось оцениваемое воздействие, $m^3/га$;

κ - эмпирический коэффициент, зависящий от полноты стволов древесной породы (табл. I);

G, G_t - соответственно сумма площадей сечений наличного древостоя и ее прогностическое значение в конце периода t , $m^2/га$;

$$G_t = \frac{D_t^2}{D^2} \cdot G; \quad (5)$$

D, D_t - соответственно средний диаметр наличного древостоя и его прогностическое значение в конце периода t , см;

$$D_t = D - \Delta D + \gamma t Z_D; \quad (6)$$

ΔD - суммарный прирост по диаметру наличного древостоя за период t лет, см;

Z_D - средняя величина текущего прироста по диаметру наличного древостоя за период ретроспекции t' , т.е. за 10 лет до начала периода оценки, см;

γ - коэффициент коррекции, отражающий изменение тренда прироста за период t лет. Этот коэффициент представляет собой отношение двух значений радиального прироста объединенного контроля. Числителем этого отношения является средняя величина радиального прироста за период оценки, а знаменателем - аналогичное значение за период ретроспекции. Под объединенным контролем понимается временной ряд усредненных значений радиального прироста отдельных гомогенных контрольных единиц. Каждая контрольная единица составляется посредством усреднения данных ширины годичных слоев, измеренных на образцах древесины, взятых приростным буровом Пресслера у 25-30 случайно отобранных деревьев насаждения, произрастающего за пределами воздей-

вия исследуемого фактора и имеющего такой же тип леса, возраст и класс бонитета как оцениваемые древостой. Минимальное количество контрольных единиц - 2. Их гомогенность проверяется методом сравнения средних арифметических взаимно зависимых выборочных совокупностей. Для этого используются индексы ширины годичных слоев, определенные по методу Дугласа (7)

$$l_i = \frac{100x_i}{\bar{x}}, \quad i = \overline{1, n}, \quad (7)$$

l_i - индекс ширины годичного слоя i -го года, %;

x_i - ширина годичного слоя i -го года, мм;

\bar{x} - среднее арифметическое значение ширины годичных слоев последних n лет, мм;

$$n = t + t' \quad (8)$$

Эмпирическое значение критерия Стьюдента

$$t = \frac{|\bar{l}_j - \bar{l}_k|}{\sqrt{\frac{\sum_i d_i^2 - \frac{(\sum_i d_i)^2}{n}}{n(n-1)}}} \quad (9)$$

\bar{l}_j и \bar{l}_k - соответственно средние арифметические значения индексов радиального прироста j -го и k -го контрольных единиц, %;

d_i - разница между индексами радиального прироста сопоставляемых контрольных единиц i -го года наблюдения, %.

Если эмпирическое значение критерия t оказывается меньше теоретического $t_{\alpha; \nu_0}$ где α - уровень существенности и $\nu = n - 1$ означает число степеней свободы, то принимается, что за время последних n лет сопоставляемые насаждения характеризуются подобным ходом роста и они могут быть объединены в единый контроль. Шириной годичных слоев для объединенного контроля являются арифметические средние ширины годичных слоев отдельных контрольных единиц.

Аналогичным способом доказывается идентичность объединенного контроля и каждого оцениваемого насаждения. Исключение составляет лишь величина n . В данном случае она совпадает с длиной периода ретроспекции. Только такой контроль, для которого доказаны однородность и идентичность, признается состоятельным обеспечить адекватность результатов оценки изучаемого воздействия. В случае нарушения этого требования печатаются соответствующие замечания, однако выполнение программы продолжается.

H, H_t - соответственно средняя высота наличного древостоя и ее прогностическое значение в конце периода t , м:

$$H_t = H - \Delta H \quad (I0)$$

ΔH - дополнительный прирост по высоте древостоя за период t , м:

$$\Delta H = \frac{\Delta'D(aD+b)}{cD+d} \quad (II)$$

$\Delta'D$ - дополнительный прирост по диаметру древостоя за период t , мм.

a, b, c, d - эмпирические коэффициенты, зависящие от древесной породы (табл. I).

Таблица I
Значения эмпирических коэффициентов

Древесная порода	Коэффициенты					Ограничения
	k	a	b	c	d	
Сосна	0,390	-0,073	14,5	1	100	$D \geq 8; 8 \leq H \leq 35$
Ель	0,415	-0,234	18,1	1	100	$D \geq 8; 10 \leq H \leq 35$
Береза	0,385	-0,211	21,5	3	100	$D \geq 8; 15 \leq H \leq 35$
Осина	0,405	-1,025	65,8	8	300	$D \geq 8; 15 \leq H \leq 35$
Ольха черная	0,400	-1,126	48,1	5	200	$D \geq 8; 10 \leq H \leq 35$
Ольха серая	0,380	-1,323	69,9	5	300	$D \geq 4; 6 \leq H \leq 25$

Значения H , D и G определяются по данным сплошного перечета деревьев в соответствии с общепринятыми методами лесной таксации.

Если оцениваемое воздействие на лесной фитоценоз связано с изреживанием древостоя, т.е. $JP = I$, программой предусматривается также вычисление таксационных показателей вырубленной или опавшей части древостоя. Для этого используются данные сплошного перечета пней и измерения диаметров 10-15 учетных деревьев на среднем уровне пней и на высоте груди. По этим измерениям определяется прямая диаметров, посредством которой по диаметрам пней устанавливаются диаметры на высоте груди деревьев во время их рубки. Дальнейшие вычисления сводятся к применению методики обработки результатов сплошного перечета деревьев.

Результаты апробации приведенного метода оценки подробно изложены в [1].

Описание массивов.

- ST(32,2) - двумерный массив теоретических значений критерия Стьюдента при уровнях значимости 0,1 и 0,05.
- CO(6,5) - двумерный массив коэффициентов таблицы I.
- ZU(L,J) - двумерный массив радиального прироста учетных (пробуренных) деревьев. Столбцы соответствуют учетным деревьям, строки - календарным годам. При этом первая строка репрезентирует последний год периода оценки, вторая строка - предпоследний год и т.д. Таким образом, последняя строка массива заполняется данными ширины годичных слоев первого года периода ретроспекции. Максимальные значения L и J равны 40.
- DH(I) - одномерный массив диаметров деревьев, измеренных для образования кривой высоты. Если $JP = I$, в продолжении программы этот массив заполняется данными измерения диаметров деревьев на высоте среднего уровня пней. Мак-

симальное значение I равно 20.

$HD(I)$ - одномерный массив высот деревьев, измеренных для образования кривой высот. Если $JP = I$, в продолжении программы этот массив заполняется данными измерения диаметров тех же деревьев на высоте груди. Одноиндексные элементы массивов $DH(I)$ и $HD(I)$ относятся к одному и тому же дереву. Максимальное значение I равно 20.

$IKS(I)$ - одномерный массив данных сплошного перечета деревьев. Последовательность элементов массива соответствует постепенному возрастанию значений ступеней толщины. Если $JP = I$, в продолжении программы массив заполняется данными сплошного перечета пней. Максимальное значение I равно 25.

Остальные массивы имеют вспомогательное значение.

Представление обрабатываемой информации.

Обрабатываемая информация представляется в виде отдельных комплексов, число которых не ограничивается. Каждый комплекс состоит из данных KA контрольных единиц и HA соответствующих оцениваемых объектов (пробных площадей). При этом для смешанных и сложных насаждений каждая древесная порода и ярус оформляется как самостоятельный объект, относящиеся к разным комплексам. Вводимая информация любого комплекса * содержит на перфокартах, расположенных в следующем порядке (дальнейшее описание иллюстрируется данными конкретного примера).

* Если программа не записана в библиотеку погрузочных модулей, перед перфокартами первого комплекса вставляются перфокарты массивов ST и CO . Массив ST перфокусируется в соответствии формату 3 (по строкам), а массив CO - по формату 1 (по столбцам).

1. Перфокарта общей характеристики комплекса, которая имеет вид:

Столбцы	Содержание	В данном примере
I - 8	Название комплекса (может быть алфавитно-численным).	PAISMANE
9 -16	Древесная порода	bbb PINUS *
17 -20	Код древесной породы КО ^{жк}	bbb 1
21 -25	Число контрольных единиц КА	bbbb 2
26 -30	Число оцениваемых объектов НА	bbbb 8
31-35	Суммарная длина IV периодов ретроспекции и оценки	bbb 23

2. Перфокарты всех КА контрольных единиц. Их последовательность допускается произвольная. Каждая контрольная единица содержит:

2.1. Перфокарту числа учетных деревьев. Она имеет вид:

I - 5 Число учетных деревьев N bbb 28

2.2. Перфокарты массива ZU -радиального прироста первой контрольной единицы Табл.2
 Массив перфорируется по столбцам соответственно формату 9
 После перфокарт первой контрольной единицы подобным образом оформляются перфокарты 2.1 и 2.2. остальных КА-I контрольных единиц.

3. Перфокарты всех НА оцениваемых объектов. Их последовательность является произвольной. Каждый объект содержит:

3.1. Перфокарту общей характеристики объекта, которая имеет вид:

* Символом \emptyset обозначается пробел.

** Коды основных лесообразующих древесных пород Прибалтики: сосна - 1, ель - 2, береза-3, осина - 4, ольха черная - 5, ольха серая - 6.

Столбцы	Содержание	В данном примере
I - 8	Название оцениваемого объекта (может быть алфавитно-численным)	bb PA-91P
9 - 10	Код группы факторов воздействия JP	b 1
II - 15	Длина периода ретроспекции IR	bbb 10
16-20	Длина периода оценки IE	bbb 13
21 - 25	Число учетных деревьев NI	bbb 25
26- 30	Число деревьев NI для кривой высот	bbb 13
31 - 35	Число деревьев NI для прямой диаметров	bbbb 9
36 - 40	Величина пробной площади, га	bb 200
3.2.	Перфокарты массива диаметров DI для кривой высот. Перфорируются соответственно формату 30	Табл.3
3.3.	Перфокарты массива высот NI для кривой высот. Перфорируются соответственно формату 30.	Табл.4
3.4.	Перфокарты массива ZI -радиально-го прироста первого оцениваемого объекта. Перфорируются по столбцам соответственно формату 33.	Табл.4
3.5.	Перфокарты характеристики сплошного перечета деревьев. Первая перфокарта имеет вид:	
I - 5	Минимальная ступень толщины MI	bbbb 8
6 -10	Шаг ступеней толщины MD	bbbb 2
II -15	Число ступеней толщины MI. На той же перфокарте соответственно формату 46 перфорируется массив MKS - данные сплошного перечета деревьев.	bbb 10 Табл.5

3.6 Перфокарты массива DH - диаметров деревьев на высоте среднего уровня пней для определения прямой диаметров. Перфорируются соответственно формату 30. Табл. 6

3.7. Перфокарты массива HD - диаметров деревьев на высоте груди для определения прямой диаметров. Перфорируются соответственно формату 30. Табл. 6

3.8. Перфокарты массива NKS - данных сплошного перечета пней. Перфорируются соответственно указаниям пункта 3.5. Табл. 5

После перфокарт 3.8 ставятся перфокарты последующего объекта оценки.

После перфокарт 3.8 последнего оцениваемого объекта первого комплекса в указанной последовательности ставятся перфокарты второго комплекса и т.д.

Программа FLOWER

```
DIMENSION ST(31,2),CO(6,5),ZU(26,260),ZK(40,7),PM(30),
* PH(40),DH(20),HD(20),SI(10),SA(20),NKS(25),RNK(40),
* RN1(40)
READ 3,(( ST(I,J),I=1,2).
3 FORMAT (16F5.2)
PRINT 21,(( ST(I,J),I=1,31),J=1,2)
21 FORMAT (//3X 'VALUES OF STUDENT CRITERION'/(3X,19F6:2))
PRINT 20
20 FORMAT (1H1 //42X, 'THE ESTIMATE OF THE FACTOR INFLUENCE')
READ 1, ((CO(I,J),I=1,6),J=1,5)
1 FORMAT (10F 8.3)
10 READ 2,PR,RP,SU,GA,KO,KA,NA,IU
2 FORMAT(4A4,I4,3I5)
PRINT 4,PR,RP,SU,GA,KO,KA,NA,IU
4 FORMAT(//5X 'CONTROL',3X,2A4,10X, 'SPECIES',3X,
* 2A4,10X, 'CODE OF SPECIES',I5/
* 3X, 'NUMBER OF CONTROL STANDS',I17/
* 3X, 'NUMBER OF ESTIMATED SAMPLE AREA',I10/
```

```
* 3X, 'UNITED PERIOD', I18)
DO 8 I=1, KA
PRINT 11
11 FORMAT (//3X, 'MATRIX OF TREE-RING WIDTH')
READ 13, N
13 FORMAT (I5)
READ 9, (( ZU(L, J), L=1, IU), J=1, N)
9 FORMAT (16F5.2)
DO 8 L=1, IU
ZK(L, I)=0
DO 12 M=1, N
12 ZK(L, I)=ZK(L, I)+ZU(L, M)/N
8 PRINT 15, (ZU(L, J), J=1, N)
15 FORMAT (/3X, 23F5.1)
PRINT 7
7 FORMAT (//3X, 'MEAN MATRIX OF TREE-RING WIDTH-
* AVERAGE TREES=YEARS.')
DO 5 I=1, KA
5 PRINT 6, (ZK(L, I), L=1, IU)
6 FORMAT (/3X, 19F6.2)
DO 16 I=1, KA
PM(I)=0
DO 16 L=1, IU
16 PM(I)=PM(I)+ZK(L, I)/IU
Z1=0
GV=0
DO 18 L=1, IU
PN(L)=0
DO 14 I=1, KA
Z1=Z1+PM(I)/KA/IU
14 PN(L)=ZK(L, I)/PM(I)/KA+100+PN(L)
18 GV=GV+PN(L)/IU
G1=0
DO 17 I=1, KA
D=0
DK=0
```

```
DO 19 L=1,IU
D=ZK(L,I)/PM(I)*100-PN(L)+D
19 DK=(ZK(L,I)/PM(I)*100-PN(L))*2+DK
SD=SQRT((DK-D**2/IU)/(IU*(IU-1)))
TE=ABS(100-GV)/SD
IF(IU.GT.30) TT=ST(31,2)
IF(IU.LE.30) TT=ST(IU,2)
IF(TE.LE.TT) GO TO 17
PRINT 23,I
23 FORMAT(/3X,'THE',I3,'TH CONTROL STAND IS NOT
* SUITABLE,ALFA=0.10')
DO 24 L=1,IU
24 PN(L)=PN(L)-ZK(L,I)/PM(I)/KA*100
G1=G1+1
17 CONTINUE
KB=KA-G1
PRINT 22,KB
22 FORMAT(/3X,'SUITABLE ARE',I3,2X,'CONTROL STANDS')
PRINT 25, (PN(L),L=1,IU)
25 FORMAT (/3X,'INDEXES OF THE UNITED CONTROL, /
* (3X,19F6.1))
DO 27 IP=1,NA
PRINT 26, SU,GA
26 FORMAT (///55X,'RESULTS'/3X,'SPECIES'5X,2A4)
READ 28,PR1,PR2,JP,IR,IE,N1,NH,NC,S
28 FORMAT(2A4,I2,5I5,F5.4)
PRINT 29,PR1,PR2,IR,IE,N1,NC
29 FORMAT(/3X,'SAMPLE AREA',3X,2A4/
* 3X,'RETROSPECTIVE PERIOD',I10/
* 3X,'ESTIMATE PERIOD',I15/
* 3X,'NUMBER OF BORED TREES',19/
* 3X,'NUMBER OF TREE STUMPS',19/
READ 30, (DH(I),I=1,NH)
READ 30, (HD(I),I=1,NH)
30 FORMAT (16F5:1)
PRINT 31
```



```
31 FORMAT(/3X,'MATRIX OF TREE-RING WIDTH'/)
    IC=IR+IE
    READ 33,(ZU(L,I),L=1,IC),I=1,N1)
33 FORMAT (16F5.2)
    DO 32 L=1,IC
    RN(L)=0
    DO 34 I=1,N1
34 RN(L)=RN(L)+ZU(L,I)/N1
32 PRINT 35,(ZU(L,I),I=1,N1)
35 FORMAT(5X,23F5.1)
    PRINT 36,(RN(L),L=1,IC)
36 FORMAT(/3X,'VECTOR OF AVERAGE TREE-RING WIDTH'/
  * (3X,19F6.2))
    GS=0
    DO 50 L=1,IC
50 GS=RN(L)/IC+GS
    DO 51 L=1,IC
51 RN1(L)=RN(L)/GS
    PRINT 52,(RN1(L),L=1,IC)
52 FORMAT(/3X,'INDEXES OF ESTIMATED STAND'/(3X,
  * 19F6.1)
    DO 37 I=1,NH
37 PM(I)=1/DH(I)
    BOA=20
    QZM=1000
    DO 38 K=1,160
    BOA=BOA-0.515
    DO 39 J=1,6
39 S1(J)=0
    DO 40 J=1,NH
    SA(J)=1/(HD(J)-BOA)
    S1(1)=S1(1)+PM(J)
    S1(2)=S1(2)+SA(J)
    S1(3)=S1(3)+PM(J)*SA(J)
    S1(4)=S1(4)+PM(J)*2
40 S1(5)=S1(5)+SA(J)*2
```

```
B2=(S1(3)-S1(1)*S1(2)/NH)/(S1(4)-S1(1)**2/NH)
B1=S1(2)/NH-B2*S1(1)/NH
QZ=S1(5)-B1*S1(2)-B2*S1(3)
IF(QZ.GE.QZM) GO TO 38
QZM=QZ
BB1=BOA
BB2=B1
BB3=B2
38 CONTINUE
DO 41 I=1,NH
41 PM(I)=BB1+DH(I)/(BB2*DH(I)+BB3)
PRINT 42,(DH(I),I=1,NH)
42 FORMAT(/3X,'CHARACTERS OF H-CURVE: '/
* 5X,'MEASURED DIAMETRES'/(5X,16F7.2))
PRINT 43,(HD(I),I=1,NH)
43 FORMAT(/5X,'MEASURED HEIGHTS'/(5X,16F7.2))
PRINT 44,(PM(I),I=1,NH)
44 FORMAT(/5X,'CALCULATED HEIGHTS'/(5X,16F7.2))
PRINT 45,BB1,BB2,BB3,QZM
45 FORMAT(/5X,'COEFFICIENTS OF Y=B1+D/(B2*D+B3)',
* 3X,+E14.5/5X,'QZ MIN',E14.5)
READ 46,MC,MD,MM,(NKS(I),I=1,MM)
46 FORMAT(16I5)
PRINT 47,(NKS(I),I=1,MM)
47 FORMAT(/3X,'DISTRIBUTION OF TREES'/(3X,23I5))
L1=IE+1
GV=Ø
GS=Ø
D=Ø
DK=Ø
DO 49 L=L1,IC
D=D+PN(L)-RN1(L)
DK=DK+(PN(L)-RN1(L))**2
GV=GV+PN(L)/IR
49 GS=GS+RN1(L)/IR
SD=SQRT((DK-D**2/IR)/(IR*(IR-1)))
```

```
0 TE=ABS(GV-GS)/SD
  IF(TE.LE.ST(IR,1)) GO TO 53
  PRINT 54,PR1,PR2
54 FORMAT(/3X,'THE STAND-',2X,2A4,'DOES NOT
  * CORRESPOND TO THE UNITED CONTROL BY ALFA=0.05')
  IF(TE.LE.ST(IR,2)) GO TO 53
  IF(TE.LE.ST(IR,2))GO TO 53
  PRINT 55,PP1,PR2
55 FORMAT(/3X,'THE STAND-',2X,2A4,'DOES NOT
  * CORRESPOND TO THE UNITED CONTROL BY ALFA=0.10
  * TOO')
53 G=0
  N=0
  CP=(MC-MD)/100.
  DO 56 I=1,MM
  N=N+NKS(I)/S
  CP=CP+MD/100.
56 G=G+0.7854*CP**2*NKS(I)/S
  D=200 *SQRT(G/(3.1416*N))
  H=BB1+D/(BB2*D+BB3)
  L=KO
  V=CO(L,1)*G*(H+4)
  IF(IE-10).57,58,58
57 K=IE
58 K=10
  ZDT=0
  DO 59 I=1,K
59 ZDT=RN(I)**2/K+ZDT
  ZHT=ZDT*(CO(L,2)*D+CO(L,3))/(CO(L,4)*D+CO(L,5))
  ZMT=CO(L,1)*G*((2*ZDT*(H+4-2*ZHT))/
  * (10*D+ZDT))+ZHT)
  PVT=1000*ZMT/V
  PRINT 60,N,G,D,H,V,ZDT,ZHT,ZMT,PVT,S
60 FORMAT(/3X,'STAND CHARACTERS AT THE END
  * OF PERIOD'/5X,'N,PER HECTARE',120/
  * 5X,'G.SQUARE METRE PER HECTARE',F 12.3/
```

```

* 5X, 'D,CENTIMETRE',F24.1/
* 5X, 'H,METRE',F29.1/
* 5X, 'M,CUBIC METRE PER HECTARE',F12.2/
* 5X, 'ZD,MILIMETRE',F26.3/
* 5X, 'ZH,METRE',F30.3/
* 5X, 'ZM,CUBIC METRE PER HECTARE',F12.3/
* 5X, 'PV,PER CENT',F26.2/
* 5X, 'S,HECTARE',F28.2)
  IF(IR-10) 61,62,62
61 K=IR
62 K=10
   ZDR=0
   DO 63 I=1,K
   M=I+IE
63 ZDR=ZDR+RN(M)/K*2
   PRINT 64
64 FORMAT(/5X,'STAND CHARACTERS DURING THE PERIOD'/
* 5X,110(' ')/7X,'KT',6X,'DD',7X,'A1',7X,'A2',5X,'GA',
* 8X,'DP',6X,'GP',8X,'HP',7X,'DM',7X,'RAI',
* 6X,'DMV',6X,'API'/5X,110(' '))
   A3=0
   DO 65 I=1,IE
   KT=IE-I+1
   DD=0
   A1=0
   DO 66 J=I,IE
   DD=DD+RN(J)*2
66 A1=A1+PN(J)*Z1/100*2/KT
   A2=0
   K=IE+10
   M=IE+1
   DO 67 J=M,K
67 A2=A2+PN(J)*Z1/100*2/IR
   GAM=A1/A2
   DP=D-0.1*(DD-GAM*KT*ZDR)-A3
   DH(I)=G*DP**2/D**2
```

```

O E=D-A3
H1=H-A3*(CO(L,2)*D+CO(L,3))/(CO(L,4)*D+CO(L,5))*10
HP=H1-((DD-GAM*KT*ZDR)*(CO(L,2)*E+
* CO(L,3))/(CO(L,4)*E+CO(L,5)))
A3=A3+RN(I)*0.2
VP=CO(L,1)*DH(I)*(HP+4)
G1=G*B**2/D**2
HD(I)=CO(L,1)*G1*(H1+4)-VP
RAI=HD(I)/DH(I)
DMV=HD(I)/KT
API=HD(I)/VP*100
65 PRINT 68,KT,DD,A1,A2,GAM,DP,DH(I),HP,VP,HD(I),
* RAI,DMV,API
68 FORMAT(I7,3F9.2, F9.4,F9.2,F9.3,2F9.2,3F9.3,F9.2)
PRINT 69
69 FORMAT(/3X,'NOTES'/
* 5X,'KT-ESTIMATE PERIOD, YEAR'/
* 5X,'DD-COMMON DIAMETER INCREMENT OF ESTIMATE
* STAND, MILLIMETRE'/
* 5X,'A1-COMMON DIAMETER INCREMENT OF CONTROL,
* MILLIMETRE'/
* 5X,'A2-RETROSPECTIVE COMMON DIAMETER INCREMENT OF
* CONTROL, MILLIMETRE'/
* 5X,'GA-COEFFICIENT GAMMA'/
* 5X,'DP-PROGNOSTICATED DIAMETER, CENTIMETRE'/
* 5X,'GP-PROGNOSTICATED CROSS-SECTION, SQUARE METRE
* PER HECTARE'/
* 5X,'HP-PROGNOSTICATED HEIGHT, METRE'/
* 5X,'VP-PROGNOSTICATED VOLUME, CUBIC METRE PER HECTARE'/
* 5X,'DM-ADDITIONAL VOLUME INCREMENT DURING THE
* PERIOD KT, CUBIC METRE PER HECTARE'/
* 5X,'RAI-REDUCED ADDITIONAL VOLUME INCREMENT, CUBIC
* METRE PER SQUARE METRE OF THE CROSS-SECTION'/
* 5X,'DMV-ADDITIONAL PERIODICAL VOLUME INCREMENT,
* CUBIC METRE PER HECTARE'/

```

```
* 5X,'AGI ADDITIONAL VOLUME INCREMENT PER CENT')
  J=IE-1
  DO 72 I=1,J
  SA(I)=HD(I)-HD(I+1)
72 PM(I)*SA(I)/DH(I)
  PRINT 73,(SA(I),I=1,J)
73 FORMAT(/5X,'ADDITIONAL CURRENT INCREMENT IN VOLUME,
* CUBIC METRE PER HECTARE IN YEAR'/(5X,14F8.3))
  PRINT 74,(PM(I),I=1,J)
74 FORMAT(/5X,'REDUCED ADDITIONAL CURRENT INCREMENT IN
* VOLUME,CUBIC METRE PER SQUERE METRE OF CROSS-SECTION
* IN YEAR'/(5X,14F8.3))
  S6=0
  DO 75 I=1,IE
75 S6=S6+RN(I)*2
  DB=D-S6/10
  GB=G*DB**2/D**2
  HB=H-S6*(CO(L,2)*D+CO(L,3))/(CO(L,4)*D+CO(L,5))
  VB=CO(L,1)*B*(HB+4)
  ZHB=ZDR*(CO(L,2)*DB+CO(L,3))/(CO(L,4)*DB+CO(L,5))
  ZMB=CO(L,1)*GB*((2*ZDR*(HB+4-2*ZHB))/(10*DB+ZDR))+
* ZHB)
  PVB=100*ZMB/VB
  PRINT 76,GB,DB,HB,VB,ZDR,ZHB,ZMB,PVB
76 FORMAT(/5X,'STAND CHARACTERS AT THE BEGINNING OF
* THE PERIOD'/
* 5X,'G,SQUARE METRE PER HECTARE',F12.3/
* 5X,'D,CENTIMETRE',F24.1/
* 5X,'H,METRE',F29.1/
* 5X,'M,CUBIC METRE PER HECTARE',F12.2/
* 5X,'ZD,MILIMETRE',F26.3/
* 5X,'ZH,METRE',F30.3/
* 5X,'ZM,CUBIC METRE PER HECTARE',F12.3/
* 5X,'PG(PER CENT',F26.2)
  IF(JP.NE.1) GO TO 27
77 READ 30,(DH(I),I=1,NC)
```

```

READ 30, (HD(I), I=1, NC)
READ 46, MC, MD, MM, (NKS(I), I=1, MM)
PRINT 81
81 FORMAT(/3X, 'FELLED PART CHARACTERS OF THE STAND')
PRINT 82, (DH(I), I=1, NC)
82 FORMAT(/5X, 'DIAMETRE AT STUMP HEIGHT'/(5X, 19F6.1))
PRINT 83, (HD(I), I=1, NC)
83 FORMAT(/5X, 'DIAMETER AT BREST HEIGHT,/(5X, 19F6.1))
DO 78 I=1, 6
78 S1(I)=0
DO 79 I=1, NC
S1(1)=S1(1)+DH(I)
S1(2)=S1(2)+HD(I)
S1(3)=S1(3)+DH(I)*HD(I)
79 S1(4)=S1(4)+DH(I)**2
CB1=(S1(3)-S1(1)*S1(2)/NC)/(S1(4)-S1(1)**2/NC)
CB0=S1(2)/NC-CB1*S1(1)/NC
CP=(MC-MD)/100.
DO 80 I=1, MM
S1(5)=S1(5)+NKS(I)/S
CP=CP+MD/100.
CC=CB0+CB1*CP*100
CC=CC/100
80 S1(6)=S1(6)+0.7854*CC**2*NKS(I)/S
NC=S1(5)
DC=200*SQRT(S1(6)/(3.1416*NC))
HC=BB1+DC/(BB2*DC+BB3)
HC=HC*HB/(BB1+DB/(BB2*DB+BB3))
VC=CO(L, 1)*S1(6)*(HC+4)
FP=100*VC/(VB+VC)
PRINT 84, CB0, CB1
84 FORMAT(/5X, 'STUMP LINE COEFFICIENTS B0, B1/', 2B15.4)
PRINT 85, (NKS(I), I=1, MM)
85 FORMAT(/5X, 'DISTRIBUTION OF STUMPS'/(3X, 23I5))
PRINT 86, NC, S1(6), DC, HC, VC, FP

```

```

86 FORMAT(/5X,'N,PER HECTARE',I16/
* 5X,'G,SQUARE METRE PER HECTARE',F7.2/
* 5X,'D,CENTIMETRE',F19.1/
* 5X,'H,METRE',F24.1/
* 5X,'M,CUBIC METRE PER HECTARE',F7.2/
* 5X,'PV-THE FELLED PER CENT',F9:1)
27 CONTINUE
90 PRINT 91
91 FORMAT(//5X,'ALL TASKS ARE SOLVED')
    END
    
```

Пример.

В примере приводятся лишь данные первой контрольной единицы и первого оцениваемого объекта для первого комплекса.

Вводимая информация представлена в таблицах 2-6.

Таблица 2

Массив ZU -радиальный прирост первой контрольной единицы, мм

Год	Учетное дерево				
	1	2	3	...	28
1978	1,3	0,5	1,7	...	1,6
1977	1,8	0,5	1,9	...	1,9
1976	2,3	0,5	2,5	...	2,1
...
1956	3,1	0,9	1,7	...	2,7

Следует подобная таблица для второй контрольной единицы.

Последующие таблицы относятся к оцениваемым объектам данного комплекса.

Таблица 3

Массивы ДН и НД для определения кривой высот

Массив	Результаты измерений диаметров и высот									
ДН, см	7	10	13	14	16	18	21	25	25	25
	28	28	29							
НД, м	11,5	14,0	18,5	20,5	21,0	21,0	19,0	22,5		
	21,5	22,5	23,0	20,5	21,5	22,0				

Таблица 4

Массив ЗУ -радиальный прирост первого оцениваемого объекта, мм

Год	Учетные деревья				
	1	2	3	...	25
1978	0,8	2,1	1,2	...	0,4
1977	1,0	1,6	0,8	...	0,3
1976	0,6	1,6	0,6	...	0,4
...
1956	2,0	2,8	1,3	...	1,7

Таблица 5

Массив NKS -данные сплошного перечета деревьев и пней

Содержание массива	Число деревьев и пней на объекте									
	Деревья	1	0	2	6	2	2	0	4	2
Пни	7	5	4	0	1					

Таблица 6

Массивы ДН и НД для определения прямой диаметров

Массив	Результаты измерений диаметров								
ДН, см	13	15	16	20	20	23	25	31	33
НД, м	10	12	12	16	17	19	21	24	28

В указанном порядке следует информация остальных оцениваемых объектов.

Результаты вычислений (на английском языке) печатаются в следующем порядке.

Название комплекса.

Древесная порода.

Число контрольных единиц.

Число оцениваемых объектов.

Суммарный период времени.

Матрицы (массивы ZU) радиального прироста контрольных единиц.

Матрица средних значений ширины годичных слоев контроля (строки матрицы соответствуют контрольным единицам, а столбцы - календарным годам).

Результаты проверки гомогенности контроля, т.е. указываются номера всех контрольных единиц, оказавшихся неадекватными, и число гомогенных контрольных единиц объединенного контроля.

Вектор индексов объединенного контроля.

В продолжении для каждого оцениваемого объекта печатается следующая характеристика.

Древесная порода.

Длина периода ретроспекции.

Длина периода оценки.

Число учетных деревьев.

Число пней.

Матрица (массив ZU) радиального прироста.

Вектор средних значений ширины годичных слоев.

Вектор индексов средних значений ширины годичных слоев.

Характеристика кривой высот, представляющая собой вектор (массив DH) измерений диаметров, вектор (массив HD) измерений высот, вектор выравненных высот и значения коэффициентов a , b , c кривой высот вида $h = a + d(bd + c)$.

Вектор (массив NKS) распределения числа деревьев по ступеням толщины.

Результаты проверки соответствия данного объекта и объединенного контроля, т.е. печатается уровень существенности, при котором нулевая гипотеза отвергается.

Характеристика древостоя в конце периода оценки (число деревьев на га, сумма площадей сечения, диаметр, высота, запас, текущие приросты по диаметру, высоте и запасу, процент текущего прироста по запасу и площадь оцениваемого объекта).

Матрица погодичной динамики таксационных показателей в течение периода оценки, в том числе кумулятивного дополнительного прироста.

Вектор текущего дополнительного прироста по запасу.

Вектор редуцированных значений (в переводе на $1m^2$ суммы площадей сечения) текущего дополнительного прироста.

Таксационная характеристика древостоя в начале периода оценки (диаметр, высота, сумма площадей сечения, запас, текущие приросты по диаметру, высоте и запасу и процент текущего прироста по запасу).

Характеристика вырубленной части древостоя (вектор (массив $D'I$) диаметров на уровне пней, вектор (массив HD) диаметров на высоте груди, значения коэффициентов a и b прямой диаметров $d_{v_2} = a + bd_0$, вектор (массив NKS) распределения числа пней по ступеням толщины, значения таксационных показателей: числа деревьев, сумма площадей сечения, диаметр, высота, запас, интенсивность рубки).

Теоретические соображения и эмпирическая проверка адекватности предлагаемого метода оценки реакции древостоя на

влияние разных факторов воздействия показали его соответствие вышеизложенным требованиям. Наряду с получением результатов высокой точности, применение программы FLOWER обеспечивает сопоставимость выводов разных авторов и существенно сокращает затраты труда и времени исследователя. Программа предназначена для научных и производственных работников в области экологии, лесоведения, лесоводства, охраны природы и других специальностей, связанных с оценкой влияния разных факторов воздействия на лесной фитоценоз.

Литература.

1. Лица И.А., Дрике А.А. Оценка реакции древостоя после устройства организованного насаждения. - В кн.: Моделирование и прогнозирование в экологии. Рига, 1978, 1978, с. 59-73.
2. Сборник научных программ на фортране. Руководство для программиста. М.: Статистика, 1974, вып. 1, вып. 1. 316 с.
3. Сборник научных программ на фортране. Руководство для программиста. М.: Статистика, 1974, вып. 2. 224 с.
4. Система математического обеспечения ЕС ЭВМ. М.: Статистика, 1974. 216 с.

А.Г.Барт, Т.А.Голубева,
Л.И.Лытина, Р.Р.Загретдинов
ЛГУ им. А.Жданова (Ленинград)

ОБ ОЦЕНКЕ ПАРАМЕТРОВ СМЕСЕЙ НОРМАЛЬНЫХ ЗАКОНОВ

I. Проблема неоднородности реального материала.

Во многих биометрических задачах приходится обрабатывать наблюдения над популяцией неоднородной по каким-либо признакам. Четкое выделение в эксперименте однородных групп часто принципиально невозможно, либо очень трудоемко и ненадежно. Если объектом исследования является эмпирическое распределение наблюдаемого признака, то указанная неоднородность проявляется в нем в виде полимодальности, наличии большой асимметрии и тому подобных особенностей распределения. Удобным математическим аппаратом в этих случаях может быть схема смесей вероятностных законов [1]. Существенным моментом в ней является присутствие неопределенной компоненты - рандомизатора, для поиска вида которого можно использовать общие качественные представления о природе признаков неоднородности. Присутствие такой неопределенной компоненты характерно для любого математического аппарата, используемого при анализе неоднородных наблюдений. На практике это приводит к сдвигу акцентов в целях всего статистического исследования. Резко возрастает роль интерпретации промежуточных этапов обработки, ибо при этом совершенствуется общая качественная картина рассматриваемого явления. Последнее может оказаться в итоге более важным, чем формальная согласованность построенной математической модели с экспериментальными данными по критериям значимости.

Поясним сказанное на примере, служившим экспериментальной базой всех дальнейших построений. В работе [3] проводится статистический анализ распределения веса личинок носоглоточного овода (*Oestrus ovis* L.) на II стадии раз-

вития, которая, в силу индивидуального роста личинок, является неоднородной по возрасту популяцией. Наблюдать личинки фиксированного возраста принципиально невозможно. Предполагая, что вес личинки растет экспоненциально с возрастом: $V_t = v_0 e^{ct}$, а v_0 имеет нормальное распределение $\varphi(v|a_0, \sigma_0)$, получаем для V_t нормальное распределение $\varphi(v|a_t, \sigma_t)$. Распределение веса личинки в неоднородной популяции описывается смесью нормальных законов

$$\varphi(v) = \int_0^T h(t) \varphi(v|a_t, \sigma_t) dt. \quad (1)$$

Рандомизатор смеси $h(t)$ определяет распределение личинок по возрастам. Его вид можно получить из общих представлений о защитных реакциях организма хозяина на инвазийное заражение. Пусть параметр s - коэффициент популяционной смертности личинок, т.е. $s dt$ - вероятность погибнуть (элиминировать) личинке возраста t в промежутке времени $[t, t+dt]$, тогда, как показано в [3]

$$h(t) = \frac{se^{-st}}{1 - e^{-sT}}. \quad (2)$$

Статистический анализ данных по II стадии развития личинок показал, что в этом случае $s = 0$, $h(t) = \frac{1}{T}$, т.е. смертности нет и имеет место простейший вид неоднородности

$$\varphi(v) = \frac{1}{cTv} \left[\Phi\left(\frac{v-a_0}{\sigma_0}\right) - \Phi\left(\frac{ve^{cT}-a_0}{\sigma_0}\right) \right]. \quad (3)$$

Биологически это означает, что на II стадии развития личинок существенная только их общая "инвазийная биомасса", что в частности, подтверждает и наблюдаемый факт однородности данных по весу личинок в различных хозяйствах. Рассмотренный простейший вид неоднородности отражается в высокой положительной асимметрии распределения (3).

Данные по весу личинок III стадии характеризуются значительно большей неоднородностью. В эмпирическом распределении наблюдается полимодальность и неоднородность материала по отдельным хозяйствам. Это объясняется возрастанием роли индивидуальных свойств каждой личинки в процессе взаимоотношений с хозяином, связанным с ее подготовкой к

выходу из организма хозяина (морфологические изменения, пигментация, элиминация). Таким образом, при выборе математической схемы описания распределения веса личинок III стадии развития необходимо учитывать наряду с непрерывной компонентой возрастной неоднородности дискретное смешивание плотностей вида (I), соответствующее указанным индивидуальным особенностям паразита. Все это приводит к более общей схеме смесей нормальных законов.

2. Представление смеси в виде ряда.

Пусть распределение интересующего нас признака в неоднородной по параметру t популяции описывается плотностью (I), где $h(t)$ определяется формулой (2), $a_t = a_0 e^{ct}$, $\sigma_t = \sigma_0 e^{ct}$, $\theta_0 = (a_0, \sigma_0, ct)$ - неизвестный вектор параметров. Тогда, раскладывая подинтегральное выражение формулы (I) в ряд Грама-Шарлье [2], получаем для $f(v)$ в общем случае бесконечный ряд, который при $\lambda = \kappa c$, κ - целое, $c \neq 0$ обрывается на первых κ членах:

$$f(v|\theta_0) = \sum_{i=0}^{\kappa} \frac{\alpha_i(\theta_0)}{v^{\kappa+i}} \left[\Phi^{(i)}\left(\frac{v-a_0}{\sigma_0}\right) - \Phi^{(i)}\left(\frac{ve^{-ct}-a_0}{\sigma_0}\right) \right], \quad (4)$$

где $\Phi^{(i)}(x)$ - производная i -го порядка от $\Phi(x)$ - функции распределения стандартного нормального закона. $\alpha_i(\theta_0)$ - соответствующие коэффициенты ряда Грама-Шарлье.

Последний факт имеет важную интерпретацию в примере с оводами: c и λ являются основными регуляторными параметрами системы; их соизмеримость $\lambda = \kappa c$ определяет степень однородности распределения, а следовательно, его простоту и устойчивость. В этом смысле отношение $\frac{c}{\lambda} = \frac{1}{\kappa}$ играет такую же роль, как параметр α в обобщенном отрицательном биноме, введенном в [4].

Если $c \rightarrow 0$ при $\kappa \rightarrow \infty$, таким образом, что $\kappa c \rightarrow \lambda$, то при достаточно больших κ остаток интегрального ряда (4) можно аппроксимировать обычным (локальным) рядом Грама-Шарлье:

$$g_0(v) = \psi\left(\frac{v-a_0}{\sigma_0}\right) - \frac{\mu_3}{6} \psi^{(3)}\left(\frac{v-a_0}{\sigma_0}\right) + \dots \quad (5)$$

С учетом последнего замечания общую схему смесей нормаль-

ных законов определим в виде

$$F(v|\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_{\ell}) = \sum_{k=0}^{\ell} f_k(v|\theta_k) + g_{\ell+1}(v|\theta_{\ell+1}), \quad (6)$$

где $f_k(v|\theta_k)$ определяется соотношением (4) с заменой θ_0 на $\theta_k = (a_k, \sigma_k, c_k^T)$, а $g_{\ell+1}(v|\theta_{\ell+1})$ — соотношением (5) с аналогичной заменой (a_0, σ_0) на $\theta_{\ell+1} = (a_{\ell+1}, \sigma_{\ell+1})$. Это распределение имеет $(\ell+1)$ моду и зависит от ℓ векторных параметров θ_k , $k=0, 1, \dots, \ell$ и двух числовых параметров $a_{\ell+1}, \sigma_{\ell+1}$.

3. Оценка параметров общей схемы.

Оценка параметров распределения (6) производится методом моментов, применяемым последовательно по $j=0, 1, \dots, \ell$ для каждого $F_j(v|\theta_0, \dots, \theta_j) = \sum_{k=0}^j f_k(v|\theta_k)$. При оценке параметров вектора θ_k , выделение k -ой компоненты смеси проводится путем сглаживания всех последующих компонент $(k+1)$ -ой, $(k+2)$ -ой... на промежутке от $(k+1)$ -ой антимоды v^{k+1} до v^T по экспоненте

$$q_j(v) = \begin{cases} \alpha v e^{\beta v} & ; v \in (v^{k+1}, v^T) \\ 1 & ; v \in [0, v^{k+1}]. \end{cases}$$

При фиксированных α и β , q_j определяет ту долю выборочных наблюдений на промежутке (v^{k+1}, v^T) , которая участвует в методе моментов на данном шаге. В результате получаем два параметра α и β , которые позволяют регулировать вопросы разрешимости систем уравнений (7)–(9) метода моментов

$$\left. \begin{aligned} m_z &= \frac{k A_2}{(1 - e^{-k c^T z}) (z - k)} (e^{(z-k) c^T z} - 1); z \neq k \\ m_z &= \frac{k c^T z A_2}{1 - e^{-k c^T z}}; z \neq k \end{aligned} \right\}, \quad (7)$$

где $A_1 = a_k$; $A_2 = a_k^2 + \sigma_k^2$; $A_3 = 3a_k \sigma_k^2 + a_k^3$

m_2 — начальный выборочный момент порядка z .

$$\left. \begin{aligned} \frac{3m_3}{2m_2^2} - \left(\frac{c^T a_0 (e^{3c^T a_0} - 1)}{(e^{c^T a_0} - 1)^2} \left(\frac{3m_2}{m_1^2} \cdot \frac{1}{(e^{c^T a_0} + 1)} - \frac{c^T a_0}{(e^{c^T a_0} - 1)} \right) \right) &= 0 \\ a_0 &= \frac{m_1 c^T a_0}{e^{c^T a_0} - 1}; \quad \sigma_0^2 = \frac{2c^T a_0 m_2}{2c^T a_0 - 1} - a_0^2 \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

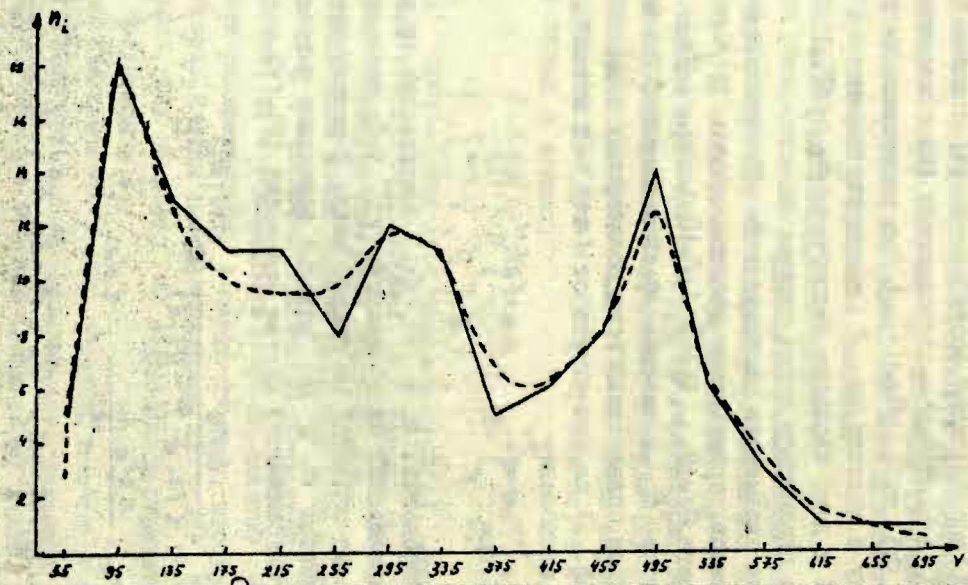


Рис. I. Аппроксимация эмпирического распределения веса личинок *O. oviv*, III стадии развития (сплошная линия) функцией $F(v|\theta_0, \theta_1, \theta_2)$ (пунктирная линия).

Система (7) соответствует случаю $\lambda = \kappa c$, $\kappa \neq 0$, $c \neq 0$. Система (8) - случаю $\kappa = 0$. При $c = 0$ имеем:

$$\left. \begin{aligned} m_1 &= a_{l+1} \\ \sigma_{l+1}^2 &= m_2 - m_1^2 \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

α и β подбираются такими, чтобы система (7) имела единственное положительное решение $c\bar{T}_c$.

Для примера рассмотрим распределение веса личинок III стадии, собранных в совхозе "Тахтинский". Эмпирическое распределение этих данных при интервале группировки $\Delta V = 40$ мг. приведено на рис. I.

Сопоставление гистограмм при различных интервалах группировки показывает, что устойчивыми являются три моды. Наилучшая контрастность соответствует указанному интервалу

$\Delta V = 40$ мг. Поэтому для аппроксимации выберем $F(v)$ вида (6) при $\ell = I$. Для оценки параметров достаточно вводить одно сглаживание $q(v) = \alpha e^{\beta v}$. Оптимальные $\alpha = 2,497$; $\beta = -0,005$, при этом антимода $v' = 170$ мг., $c\bar{T}_c = 650$ мг.

$$\theta_0 = (a_0 = 67,511; \sigma_0 = 9,208; c\bar{T}_c = 1,75)$$

$$\theta_1 = (a_1 = 266,946; \sigma_1 = 47,63; c\bar{T}_c = 0,6)$$

$$\theta_2 = (a_2 = 519,286; \sigma_2 = 58,882).$$

Решение систем (7)-(9) метода моментов проводилось с помощью ЭВМ М-222, но, как показал опыт, чаще удобнее пользоваться малой вычислительной техникой.

Литература

1. Феллер В. Введение в теорию вероятностей. М.: Мир, 1967, т. I.
2. Крамер Г. Математические методы статистики. М.: Мир, 1975.
3. Барт А. Г., Корников В. В., Бойко В. И., Бреев К. А. Об определении параметров роста и выживаемости паразитов в популяции хозяина. - Всесоюзный съезд паразитологов, тезисы докладов. (Тезисы). Полтава, 1978, ч. I, с. 29-31.
4. Барт А. Г., Бреев К. А., Мальцева И. Г., Янимяги К. Э. Математико-статистический анализ хозяино-паразитных отношений подкожных оводов. - В кн.: Успехи биометрии и бионики, Л.: Изд-во ЛГУ, 1976, т. 73, с. II-2I.

В. В. Корников
ЛГУ им. А. М. Жданова
(Ленинград)

ПРИМЕНЕНИЕ БЕТА-ПУАССОНОВСКОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ
ПРИ УЧЕТЕ ЧИСЛЕННОСТИ ОРГАНИЗМОВ НА ТЕРРИТОРИИ

б

Решение задачи объективной оценки численности личинок комаров на территории наталкивается на ряд трудностей, таких как размещение учетных площадок, их форма, определение размера учетных площадок, выбор процедуры взятия проб, оценка эффективности орудий лова. В виду крайней неравномерности размещения личинок на территории объективный учет численности основывается на установлении вида пространственного распределения. В качестве математических моделей пространственного распределения организмов предложен целый ряд вероятностных распределений, таких как отрицательно биномиальное, Неймана, Томаса и др. [1, 2, 3, 4].

Нужно заметить, что оценка численности дается на основании учетов, производимых различными орудиями лова, и данные, получаемые с их помощью, включают в себя, кроме основных закономерностей распределения личинок в водоеме, еще случайные и систематические искажения, вносимые орудиями лова. Поэтому, задача объективной оценки численности и сопоставимости данных, получаемых различными экспериментаторами, не может быть решена без предварительной калибровки орудий лова (т.е. анализа искажений, характерных для каждого типа орудий лова).

Хорошую возможность для калибровки представляет искусственный водоем с известной численностью личинок, позволяющий более четко выявить логическую структуру возмущений, вносимых орудиями лова.

В основу выбора схемы вероятностных распределений по-

ложим следующие предпосылки:

1. Число личинок в искусственном водоеме в ходе испытания каждого типа орудия лова остается неизменным.
2. Эксперимент проводится с однородными по поведению личинками.
3. Распределение личинок в объеме всего искусственного водоема предполагается равномерно-случайным (пуассоновским).
4. Результат каждой пробы не зависит от других проб.
5. Искажения, вносимые орудием лова, сводятся к отпугиванию личинок из столба воды захватываемого ловушкой в момент взятия пробы.

Объективное описание возмущений должно учитывать соотношение систематических и случайных ошибок, вносимых орудиями лова. Крайностями могут служить две идеализации: ловушка не обладающая случайной ошибкой (например, весь искусственный водоем) и ловушка, вылавливаемая доля личинок в которой определяется только возмущениями. Последнюю назовем идеальной неустойчивой ловушкой (отсутствует систематическая ошибка) и выберем ее в качестве эталона. Следующее предположение о характере возмущений может служить ее определением. В идеальной неустойчивой ловушке любое значение отлавливаемой ею доли личинок Z -равновероятно, т.е. для всякого x $0 \leq x \leq 1$

$$P\{0 \leq Z < x\} = x.$$

Неравномерное распределение доли личинок, отлавливаемой реальной ловушкой, можно аппроксимировать путем выбора специального параметра m степенной зависимость. Такая аппроксимация соответствует распределению максимальной доли личинок, отловленной идеальной неустойчивой ловушкой при m -кратном повторном эксперименте. Количество повторных проб, которое необходимо взять идеальной неустойчивой ловушкой для хорошего совпадения распределений и будет характеризовать устойчивость реального орудия лова, при этом большее m соответствует большей устойчивости. Таким образом, если Z_1, Z_2, \dots, Z_m -доли отловлен-

ных и идеальной ловушкой личинок, а Z - доля личинок, отловленная реальным орудием лова, то

$$P\{Z < x\} = P\{\max(Z_1, Z_2, \dots, Z_m) < x\} = x^m.$$

При $m = 1$, естественно, имеем самую идеальную ловушку, а при $m \rightarrow \infty$, приходим к ее альтернативе - ловушке не обладающей случайной ошибкой. Плотность этого распределения равна

$$\beta(x|m, 1) = m \cdot x^{m-1}.$$

Она является частным случаем бета-распределения

$$\beta(x|m, s) = \frac{x^{m-1}(1-x)^{s-1}}{\beta(m, s)}$$

при $s = 1$, где $\beta(m, s) = \int_0^1 x^{m-1}(1-x)^{s-1} dx$.

Объективной характеристикой орудия лова может служить минимальное значение m , которое появляется при многократном повторении эксперимента с данным орудием лова. Изменения, которым подвергается параметр m , могут быть учтены введением случайной величины ℓ , распределенной по закону Пуассона, которая характеризует дополнительное число повторных проб, сделанных идеальной неустойчивой ловушкой. Тогда распределение доли отловленных орудием лова личинок будет

$$P\{Z < x\} = \sum_{\ell=0}^{\infty} P(\ell|\theta) \cdot P\{\max(Z_1, Z_2, \dots, Z_m, Z_{m+1}, \dots, Z_{m+\ell}) < x\} = \\ = \sum_{\ell=0}^{\infty} P(\ell|\theta) \cdot x^{m+\ell} = x^m e^{\theta(x-1)}$$

Плотность этого распределения, называемого нецентральным бета-распределением, имеет вид

$$\beta(x|m, 1, \theta) = \sum_{\ell=0}^{\infty} P(\ell|\theta) \cdot \beta(x|m+\ell, 1).$$

Параметр θ описывает неоднородность между экспериментами. В дальнейшем для простоты будем предполагать, что возмущения, вносимые орудием лова, описываются бета-распределением.

Введем теперь распределение числа личинок в пробах, получаемых при использовании орудий лова. Обозначим через j - число личинок в столбе воды, захватываемом ловушкой.

По предположению оно имеет распределение Пуассона

$$P(j|\lambda) = \frac{\lambda^j}{j!} e^{-\lambda},$$

где λ - плотность личинок в облавливаемом столбе воды.

Возмущения, вносимые ловушкой, характеризуются параметром Z_m - долей вылавливаемых ею личинок, который имеет распределение $\beta(x|m, 1)$. При фиксированном значении x параметра $Z(m)$, по свойствам пуассоновского распределения, вероятность выловить j личинок равна $P(j|\lambda x)$. Суммируя по всевозможным значениям x доли $Z(m)$ получаем, что распределение числа личинок в пробе имеет вид:

$$f(j|\lambda, m) = \int_0^1 P(j|\lambda x) \cdot \beta(x|m, 1) dx.$$

Это распределение назовем бета-пуассоновским. Его среднее

μ и дисперсия σ^2 равны:

$$\mu = \frac{\lambda m}{m+1}; \quad \sigma^2 = \mu \left(\frac{\lambda}{(m+1)(\lambda+1)} + 1 \right).$$

Распределение $f(j|\lambda, m)$ является перерасеянным (дисперсия больше среднего), и с ростом числа личинок на экспериментальном участке его перерасеянность растет до некоторого предела, который определяется верхней границей чувствительности орудия лова. Среднее значение распределения $\beta(x|m+1)$ обозначим через $\alpha = \frac{m}{m+1}$ и будем называть характеристикой орудия лова. Она принимает значения между нулем и единицей и показывает степень возмущений вносимых ловушкой. При $\alpha \rightarrow 1$ ($\alpha=1$ - соответствует отсутствию возмущений) распределение $f(j|\lambda, m)$ переходит в распределение Пуассона $P(j|\lambda)$. В случае $\alpha \rightarrow 0$ ($\alpha=0$ - возмущения максимальны) $f(j|\lambda, m)$ стремится к нулю при $j \neq 0$, и к единице при $j=0$. То есть, в этом случае орудия лова настолько плохо, что с вероятностью 1 в пробах не будет ни одной личинки. При малых α , $f(j|\lambda, m)$ эквивалентно $P(j|\alpha\lambda)$, где α - характеризует систематическую ошибку, свойственную данному типу орудия лова.

Оценки параметров m и λ , полученные по методу моментов, имеют вид

$$\hat{m} = -1 + \sqrt{(s^2 + \bar{x} - \bar{x})(s^2 - \bar{x})},$$

$$\hat{\lambda} = \frac{\hat{m} + 1}{\bar{m}} \cdot \bar{x}$$

где \bar{x} и s^2 - выборочные среднее и дисперсия.

Для вычисления частот распределения $f(j|\lambda, m)$ можно воспользоваться рекуррентным соотношением

$$f(j|\lambda, m) = f(j-1|\lambda, m) \cdot \frac{m+j-1}{j} - \frac{m}{\lambda} \cdot P(j|\lambda), j=1, 2, \dots$$

Начальное значение $f(0|\lambda, m) = m\lambda^{-m} \gamma^{\lambda}(\lambda/m)$, где

$$\gamma^{\lambda}(\lambda/m) = \int_0^{\lambda/m} x^{\lambda-1} e^{-x} dx$$

неполная гамма функция.

По приведенной схеме были обработаны выборки, соответствующие различным численностям личинок в искусственном водоеме, полученные орудиями лова разных типов (кювета; сачок, цилиндр) и размеров (100 см², 300 см², 500 см²). Результаты обработки показали хорошее соответствие теоретического распределения экспериментальным данным. Определены характеристики орудий лова.

Литература

1. Бреев К.А. Применение негативно биномиального распределения для изучения популяционной экологии паразитов. М.: Наука, 1972. 72с.
2. Бреев К.А. Применение математических методов в паразитологии. - Известия НИИ озерного и речного рыбного хозяйства, 1976, №105, с.109-125.
3. Корников В.В., Калинин О.М., Барт А.Г. Математические модели распределения организмов на территории. ДВНЦ. - Математические модели популяции, 1979, с.69-74.
4. Anscombe F.T. Sampling theory of the negative binomial and logarithmic series distributions. Biometrika, 1950, 37 (3-4), pp.358-382.

А.В.Быховский, И.Я.Гоголев
ВНИИ Госстандарта (Москва)

АССИМИЛИРУЮЩАЯ СПОСОБНОСТЬ ОКРУЖАЮЩЕЙ СРЕДЫ КАК ПРИРОДНЫЙ РЕСУРС ОСОБОГО РОДА

Среди многочисленных книг и статей по вопросам охраны и преобразования окружающей среды, опубликованных за последнее время, имеются единичные указания на то, что отдельные характеристики среды обитания человека могут рассматриваться как природные ресурсы. Именно в этом плане рассмотрен радиоволновый диапазон спектра электромагнитных колебаний, который может частично или целиком блокироваться линиями высоковольтных электропередач [1]. В качестве природных ресурсов рассмотрена также способность воздушного бассейна того или иного региона вмещать в себя загрязнения без нарушения стандартов чистоты атмосферного воздуха [2] и вместимость геологических структур для захватываемых в них сточных вод или отходов [3]. Однако, до настоящего времени не была сформулирована обобщающая концепция управления качеством окружающей среды, основанная на учете ее ассимилирующей способности, которая рассматривается в качестве природного ресурса особого рода.

При разработке проблемы управления качеством окружающей среды неизбежно возникает вопрос о связи между этой, специфической областью управленческой деятельности и существующей практикой использования традиционных природных ресурсов - возобновляемых (вода, почва, воздух, растительность, животные) и невозобновляемых (минеральное сырье, в частности - строительные материалы). При этом, естественно, требуется решить, как следует рассматривать окружающую среду в рамках установившейся практики хозяйственной деятельности. Представляется оправданной попытка подойти к такому рассмотрению, опираясь на твердо установленные взгляды, но расширяя их в сторону учета существующих свойств природных сред.

Как известно, в случае загрязнения окружающей среды ее качество обычно регламентируется величинами предельно допустимых концентраций (ПДК) или стандартов чистоты.

Источники загрязнения окружающей среды требуют ограничения, при котором для каждого вещества j устанавливается предельно допустимый выброс (ПДВ), являющийся функцией от ПДК:

$$\text{ПДВ}^j \rightarrow f(\text{ПДК}^j).$$

При наличии ряда источников загрязнения для каждого из них устанавливается свое значение ПДВ, но сумма этих значений для данного вещества не должна превышать указанную выше величину ПДВ:

$$\sum_{j=1}^{i=n} \text{ПДВ}^j \rightarrow \text{ПДВ}^i \rightarrow f(\text{ПДК}^i).$$

Применительно к некоторым видам использования окружающей среды принято пользоваться термином—предельно допустимая нагрузка (ПДН); широко распространено, например, выражение "рекреационная нагрузка на ландшафты". В случае загрязнения также можно говорить о величине ПДН для данного региона (воздушного бассейна, водоема, участка почвы), которая должна быть приблизительно равна для каждого вещества сумме ПДВ отдельных источников:

$$\text{ПДН} \cong \sum_{j=1}^{i=n} \text{ПДВ}^j \rightarrow f(\text{ПДК}^i).$$

Возникает, однако вопрос: чем определяется величина ПДН для той или иной природной среды в условиях данного региона? Эта величина определяется особым свойством, которое присуще каждой природной среде и обозначается как ее ассимилирующая способность (АС)^{1/}; для каждого данного загрязняющего вещества ассимилирующая способность природной среды обозначается как АС^j .

^{1/} по отношению к некоторым вредным агентам (болезнетворным микроорганизмам и химическим веществам) ассимилирующую способность природных сред нередко обозначают термином "самоочищающая способность", однако этот термин является неточным и способен представить ассимилирующую способность, нередко весьма ограниченную, в искаженном, гипертрофированном виде.

Ассимилирующая способность представляет собой результирующий итог двух процессов: во-первых, разбавления (диффузии) вредного вещества; этот процесс всегда снижает опасность воздействия такого вещества; во-вторых, его преобразования; этот процесс может приводить как к уменьшению опасности воздействия вещества (например, в результате окисления окиси углерода до углекислого газа), так и к повышению опасности (например, при образовании метилового ртути из неорганических ее соединений). ПДН не должна исчерпывать АС природных сред, и, следовательно, ее следует поддерживать на уровне, который несколько ниже, чем АС:

$$АС > ПДН \rightarrow \sum_{i=1}^n ПДВ_i \rightarrow (ПДК^4).$$

Установление значений АС - сложная задача, ибо эти значения зависят не только от ПДК, но и от ряда других характеристик, присущих тому или иному району. Конкретные значения АС, установленные для разных природных сред, являются выражением, открытого В.И. Вернадским [4], общего принципа организованности биосферы. Зная для данного региона значения АС для отдельных загрязняющих веществ, можно аргументированно определить соответствующие значения ПДН и рассчитать сумму ПДВ, при соблюдении которых гарантируется соблюдение ПДК, т.е. решается основной вопрос управления качеством окружающей среды.

АС данной среды можно рассматривать как природный ресурс особого рода. Его использование должно отвечать тем же условиям, которые необходимо соблюдать при эксплуатации иных, традиционных возобновляемых ресурсов: во-первых, требуется вести постоянный количественный учет ресурса; во-вторых, не следует допускать его истощения; в-третьих, при распределении ресурса между ресурсопользователями необходимо исходить из интересов народного хозяйства в целом, а не отдельных ведомств.

Некоторые характеристики подхода к ассимилирующей способности окружающей среды как к природному ресурсу особого рода показаны на рис. I. Существующие традиционные виды возобновляемых природных ресурсов (воздуха, воды, почвы,

флоры и фауны) показаны здесь в виде пяти замкнутых циклов, которые воздействуют на население; это символически изображено в виде стрел, причем комплексный характер влияния на организм воздуха, воды и почвы представлен в форме объединенной стрелы. Людские ресурсы также представлены в виде замкнутого цикла. На пересечении цикла людских ресурсов с пятью циклами возобновляемых природных ресурсов и полосой невозобновляемых природных ресурсов находится сфера хозяйственной деятельности, связанной с использованием природных ресурсов. Эта сфера разделена на три вертикальные зоны:

1) охрану используемого ресурса, 2) собственно использование ресурса и 3) охрану окружающей среды (очистку выбросов). В сфере хозяйственной деятельности обозначены те основные министерства, которые ведут использование соответствующих ресурсов, например, использование флоры входит в компетенцию, в основном, министерства сельского хозяйства СССР (Минсельхоза) и министерства лесного хозяйства СССР (Минлесхоза). Как показано на рисунке, загрязнение воздуха, воды и почвы происходит главным образом в результате эксплуатации флоры и фауны и использования минерального сырья. Между шестью традиционными природными ресурсами и восьмым ресурсом - населением (из которого около одной четверти участвует в хозяйственной деятельности) расположена зона седьмого ресурса - ассимилирующей способности природы. Эта способность отчасти проявляется в промежутке между местом загрязнения воздуха, воды и почвы и участком, где указанные среды воздействуют на население; здесь есть основание рассматривать эту способность как присущее природным средам свойство к самовосстановлению. По отношению к флоре и фауне, которые могут видоизменяться в неблагоприятную сторону или истощаться, есть основание применять термин "восстановительная способность природы".

Количественная оценка ассимилирующей способности окружающей среды должна основываться на показателях оптимальности для человека (это показано на рисунке) или для других биологических объектов. Как и любой используемый и

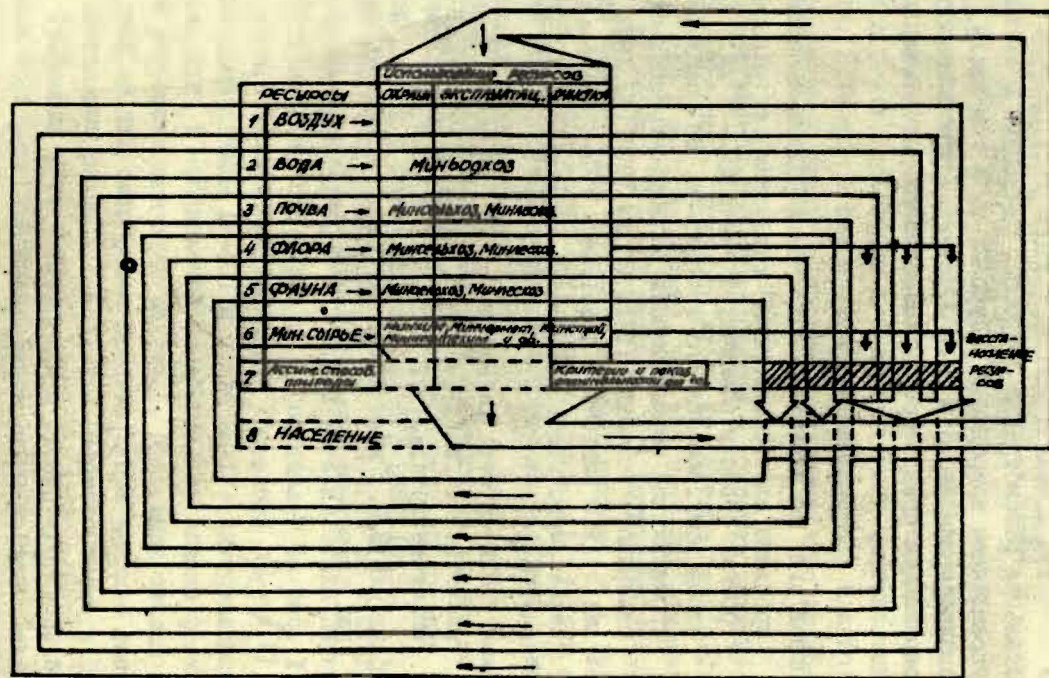


Рис. 1. Принципиальная схема взаимоотношения между природными и людскими ресурсами

осознанный ныне природный ресурс, ассимилирующая способность окружающей среды в количественной оценке и едином хозяине, который должен управлять этим свойством в интересах общества в целом.

Детальное рассмотрение вопросов, связанных с оптимальным управлением природными ресурсами и, в том числе, природным ресурсам особого рода - ассимилирующей способностью окружающей среды - требует особого рассмотрения.

Литература

1. Князев А.Д. Об улучшении подготовки радиоинженеров по проблеме электромагнитной совместимости радиоэлектронных средств различного значения. - В кн.: Сб. тезисов докл. Всесоюзного техн. совещ. по проблеме электромагнитной совместимости радиоэлектронных средств различного значения. II-12 марта 1974г. М., 1974, с.4-8.
2. Handling of air pollution requires a fresh approach, academic Jays. "Plant management & engineering", 1977, Nov., p.19.
3. Mokha J.S. Deep well injection of liquid waste. Groundwater Pollut. Eur. Proc. Conf., Reading, 1972, Port Washington, 1974, p.417.
4. Вернадский В.И. Размышления натуралиста. Научная мысль как планетное явление. М.: Наука, 1977.

Л.И.Глазачева, Л.И.Курило
ЛГУ им. П. Стучки, Рижская
гидрометобсерватория (Рига)

ТРЕНДЫ В КОЛЕБАНИЯХ ГОДОВОГО СТОКА РЕК СРЕДНЕЙ ПРИБАЛТИКИ

В публикациях [2,3] излагалась методика выявления скрытой цикличности в многолетних колебаниях величин годового стока в реках Прибалтики и о длительности внутривековых циклов. Приводится там и схематическая модель единичного внутривекового цикла со средней его длительностью 26-27 лет.

Задача настоящего исследования - показать наличие в многолетнем ходе стока рек этого же региона трендов, связанных как с внутривековыми, так и с вековыми циклами. Значение их двояко. С одной стороны, статистически значимые тренды подтверждают реальность самих циклов, а, с другой стороны, тренды могут быть использованы в расчетной модели для долгосрочных и сверхдолгосрочных предвычислений тенденций в ходе стока.

Наиболее детальному анализу подвергнуты данные по самому длительному в Средней Прибалтике ряду на Даугаве (Западной Двине) у Даугавпилса. За 1877-1880, 1916, 1917, 1944 и 1945 гг. сток у Даугавпилса восстановлен по наблюдениям у Витебска и Полоцка. Ход годовых величин стока Даугавы у Даугавпилса за 1877-1978 гг. представлен на рис. 1.

В табл. I приводятся уравнения регрессии $Q_i = f(t)$ для фаз подъема (циклы IV-VII) и спада (III-VI) внутривековых циклов, где t - порядковый номер года от начала фазы. Самы линии регрессии показаны на рис. 1. Нумерация циклов сохранена той же, что была ранее принята [2] при анализе еще более длительных рядов (с 1812 г.) годового стока в Прибалтике (р. Немана у г. Смалнинкай и суммарного стока в Балтийское море 5-ти рек-Немана, Венты, Даугавы, Нарвы, Невы).

При расчетах уравнений регрессии пользовались рекомендациями [6] и методикой ВМО испытания на тренд [5].

Результаты испытания на тренд средних
внутривековых циклов р. Даугава -

№ цикла	Длительность фазы		Уравнение рег- рессии $Q_i = Q_0 + bt$	Стандартная ошибка коэф. регрессии	
	годы	число лет		σ_a	$\frac{\sigma_b}{b}$
I	2	3	4	5	6
					<u>Фаза</u>
III	1877-1889	12/14	$Q_i = 651 - 26,7t$	3,72	0,14
IV	1902-1911	9/10	$Q_i = 735 - 36,9t$	4,76	0,13
V	1928-1939	11/13	$Q_i = 654 - 25,6t$	6,45	0,25
VI	1958-1972	14/17	$Q_i = 526 - 13,7t$	5,52	0,40
					<u>Фаза</u>
IV	1889-1902	13/16	$Q_i = 302 + 17,4t$	5,10	0,29
V	1911-1928	17/18	$Q_i = 412 + 8,8t$	4,43	0,50
VI	1939-1958	19/20	$Q_i = 334 + 11,7t$	2,71	0,23
VII	1972-(1990?)	18/40	$Q_i = 290 + 16,7t$	1,94	0,12

Примечания: графа 3 - в числителе дроби
в знаменателе - число лет (n),
(учитывались краевые годы
коэффициентов на концах тренда

Таблица I

годовых расходов по подъему и спаде
г. Даугавпилс, 1877-1977 г.

по фактич. наблюд.	Расчетная ΔK при доверительной вероятности		
	90	95	99
7	8	9	10
<u>спада</u>			
- 0,76	0,40	0,47	0,62
- 0,72	0,47	0,56	0,72
- 0,61	0,41	0,49	0,65
- 0,48	0,36	0,43	0,56
<u>подъема</u>			
0,50	0,37	0,44	0,58
0,33	0,35	0,42	0,55
0,48	0,33	0,40	0,52
0,66	-	-	-

число лет, проходящих на фазу спада (подъема); использованных при расчете уравнения регрессии соседних фаз). Графа 7 - разность модульных

$$|\Delta k| = \frac{Q_{наз.}}{\bar{a}} - \frac{Q_{конегн.}}{\bar{a}} = \pm \frac{\Delta Q_i}{\bar{a}}$$

Для проверки значимости трендов на фазах подъема и спада циклов применен критерий Д. Я. Ратковича [8]: $|\Delta K| > 3,6 \frac{C_{\alpha}}{\sqrt{n}}$, где ΔK — разность модульных коэффициентов на концах трендов, n — квантиль нормального распределения, отвечающая заданному уровню доверия. Расчеты выполнены для доверительных вероятностей 0,90, 0,95 и 0,99, для которых n соответственно равен 1,645; 1,960 и 2,576.

Коэффициент изменчивости годового стока Даугавы у Даугавпилса принят равным 0,25 по [2], что на 0,01 отличается от рекомендованного в справочнике [9], где он вычислен по 77-летнему ряду. Число лет (n), использованных при расчетах критериальных $|\Delta K|$, приводится в графе 3 табл. I знаменателем дроби. Оно отличается от числа лет длительности фазы, так как один и тот же год является концом предыдущей и началом следующей фазы. Кроме того, при расчетах уравнений регрессии использовались в ряде случаев данные соседних лет, если они мало отличались от тех, что формально в включались в фазу. Например, для получения уравнения регрессии фазы спада VI цикла использовались кроме 1958–1972 гг. также данные 1957 и 1973 гг.

Как видно из табл. I, коэффициент при члене t уравнений регрессии, а значит и разницы модульных коэффициентов на концах трендов, больше для фазы спада, чем подъема. На спаде они удовлетворяют критериям 90 и 95%, а в III и IV циклах — даже 99%-ной доверительной вероятности. В фазе подъема IV и VI циклов они также удовлетворяют 95%-му уровню доверия^I. Цикл V в этом отношении исключение, но ведь очевидно, если бы в нем не было подъема, то не мог бы осуществиться и последующий тренд спада.

Большая выраженность трендов в фазе спада, чем подъема, понятна, если учесть, что обычно первая из фаз сильнее растягивается во времени, чем вторая, и в ней формируется более или менее выраженный первичный (неглавный) максимум,

^I Эти оценки, видимо, несколько завышены, так как не учитывалась внутрирядная связанность.

названный автором [2] предмаксимумом. Кроме того ρ после окончания весьма интенсивного развития фазы спада в цикле идет как бы перестройка процесса колебаний стока. Ход его на протяжении ряда лет подряд становится относительно вялым (см. рис. 1). В результате на конце фазы спада предыдущего и в начальный период подъема следующего цикла формируются наиболее длительные (до 10 лет) группировки подряд маловодных лет.

Как это ни парадоксально, но маловодные группировки из 3-4 лет чаще приурочены к фазе подъема, точнее к первой ее половине, чем к фазе спада. На спаде же они отмечены лишь в VI цикле, отличающемся от других наибольшей длительностью этой фазы (продолжительность обеих фаз возрастает от IV к VI циклу). Для наглядности на рис. 1 горизонтальными черточками под графиком выделены группировки из 3 и более подряд маловодных лет.

По результатам всех имеющихся наблюдений над стоком Даугавы на фазе подъема IV и VI и частично V (1972-1978 гг.) циклов было рассчитано усредненное уравнение регрессии. Линии регрессии, соответствующие ему и фактическим по каждому циклу (см. табл. I), показаны на рис. 1. Как выявлено расчетами, стандартное отклонение фактических величин расходов от жестко зафиксированного постоянного среднего на 20% больше, чем стандарт, вычисленный с учетом усредненного тренда. Следовательно усредненное уравнение регрессии описывает около 20% дисперсии средних годовых расходов в фазе подъема циклов и в принципе может быть использовано в расчетной модели для предвычисления стока.

Ошибки коэффициентов регрессии (σ_b) в обеих фазах циклов велики (см. табл. I); наибольшие из них достигают 40-50% от самой величины "b". Это обусловлено, с одной стороны, влиянием низкочастотных флуктуаций в колебаниях годовых величин речного стока, а, с другой, - малой длительностью расчетных периодов (продолжительностей фаз).

Поскольку величины годовых расходов всех рек региона корреляционно между собой связаны [2,4], внутривековые

циклы в их рядах стока формируются в одни и те же периоды (если не синхронно, то по крайней мере синфазно). Испытания на тренд в фазах подъема и спада аналогичны тому, как сделано для Даугавы, выполнены еще по 15 рекам Прибалтики. Среди них наиболее длительные наблюдения имеют Неман (около 160 лет), Нева, Волхов и Вента (от 115 до 90 лет), а остальные около 50 лет. Результаты испытаний приводятся в табл.2.

Из таблицы видно, что разности модельных коэффициентов на концах трендов для каждой фазы одного и того же цикла варьируют из-за случайного разброса в довольно больших пределах. Отметим все же, что наименьшие их величины во всех циклах принадлежат, как правило, Неману и Неве. По этим двум рекам из-за естественной зарегулированности стока сравнительно низки (0,16-0,17) коэффициенты вариации его годовых величин; по другим рекам эти коэффициенты выше (в пределах 0,25-0,35).

Учитывая сказанное, в табл.2 осреднение разностей модульных коэффициентов производилось сначала в пределах фаз каждого цикла в отдельности, а затем уже вычислялись средние по всем циклам вместе. Средняя разность модульных коэффициентов и ее стандартная ошибка, вычисленные по всем данным (на подъеме $n=32$ и на спаде $n=40$) без относительной принадлежности к определенным циклам, соответственно составляет $0,32 \pm 0,13$ и $-0,56 \pm 0,22$, что мало отличается от данных табл.2.

Сопоставление данных табл.1 и 2 приводит к тривиальному выводу, что для вычисления осредненных линий регрессии по фазам внутривекового цикла годового стока конкретной реки необходимо по возможности наиболее продолжительный временной ряд наблюдений с несколькими реализациями циклов, поскольку в них различны и длительность, и амплитуда расходов, и угол наклона тренда. По Даугаве у Даугавпилса представляется возможным рассчитать уравнение тренда фазы подъема УП цикла (см. табл.1 и рис.1). Для этого исполь-

зовались фактические расходы за первые его 6 лет (1972 - 1978 гг.) и той же фазы в IV, V, VI циклах (всего 40 лет наблюдений). Продолжительность фазы принята по данным двух предыдущих циклов.

Многолетним колебаниям годового стока рек свойственны и более длительные тренды. Так П.П.Денисов [5] выявил нисходящий тренд в ходе стока р. Вятки у г. Кирова за период с 1878 по 1962 гг. с интенсивностью 0,3% от годовой нормы (ежегодно). Подобные расчеты выполнены для нескольких различного размера водосборов Средней Прибалтики (табл.3).

Интенсивность изменения водности рек определена по уравнению регрессии

$$Q = \bar{Q} + b(t - \bar{t}),$$

где \bar{Q} - средний за расчетный период расход воды,
 \bar{t} - средний год в оцениваемом календарном ряду,
 b - коэффициент регрессии, определяемый по формуле

$$b = \frac{\sum_{i=1}^N (t_i - \bar{t})(Q_i - \bar{Q})}{\sum_{i=1}^N (t_i - \bar{t})^2}.$$

Ошибка коэффициента регрессии σ_b рассчитана по формуле

$$\sigma_b = \frac{1}{\sqrt{N-1}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (Q_i - \bar{Q})^2}{\sum_{i=1}^N (t_i - \bar{t})^2} - b^2}.$$

Испытание на тренд показало, что тенденция в ходе средних годовых расходов рек Даугавы, Венты, Аматы за период одновременных (1922-1975 гг.) наблюдений, а для Венты и Даугавы и за 80 и 100-летний периоды, имеет нисходящий характер. Доверительная вероятность наличия тренда для рассматриваемых рек в различные периоды составляет от 72 до 99,9%.

Относительная интенсивность спада (в долях от среднего расхода по каждому ряду наблюдений) составляет от 0,1 до 1,3%. Естественно, что в самых длительных рядах интенсивность спада несколько сдерживается (гасится) подъемами водности в пределах отдельных внутривековых циклов. Так, если в фазах спада этих циклов для Даугавы она отрицательна и составляет 3-8% от нормы годового стока, то в фазах

Таблица 2

Разность модульных коэффициентов на **концах** трендов подъема и спада
внутривековых циклов годового стока рек Прибалтики

№ цикла	Фаза подъема				Фаза спада			
	количес- тво ря- дов	средняя длитель- ность	разность ΔK на конце тренда		количес- тво ря- дов	средняя длитель- ность	разность ΔK на концах тренда	
			средняя	размах по всем выборкам			средняя	размах по все выборкам
I ^x	1	16	0,10	-	1	9	-0,30	-
II ^x	1	17	0,20	-	1	8	-0,32	-
III	2	21	0,18	0,16-0,20	3	8	-0,57	-0,76-(-0,37)
IV	5	15	0,43	0,22-0,66	5	9	-0,49	-0,72-(-0,28)
V	7	17	0,25	0,21-0,35	14	12	-0,76	-1,06-(-0,42)
VI	16	17	0,37	0,20-0,54	16	14	-0,45	-0,69-(-0,25)
Среднее	-	17	0,25	0,10-0,66	-	10	-0,48	-1,06-(-0,25)
Стандартная ошибка		±2	±0,12	-	-	±2	±0,17	-

Примечание. x - за I и II циклы сведения о стоке имеются лишь по Неману у г. Смалинкай, причем по фазе подъема I цикла за 1812-1827гг. они приближенные [7]

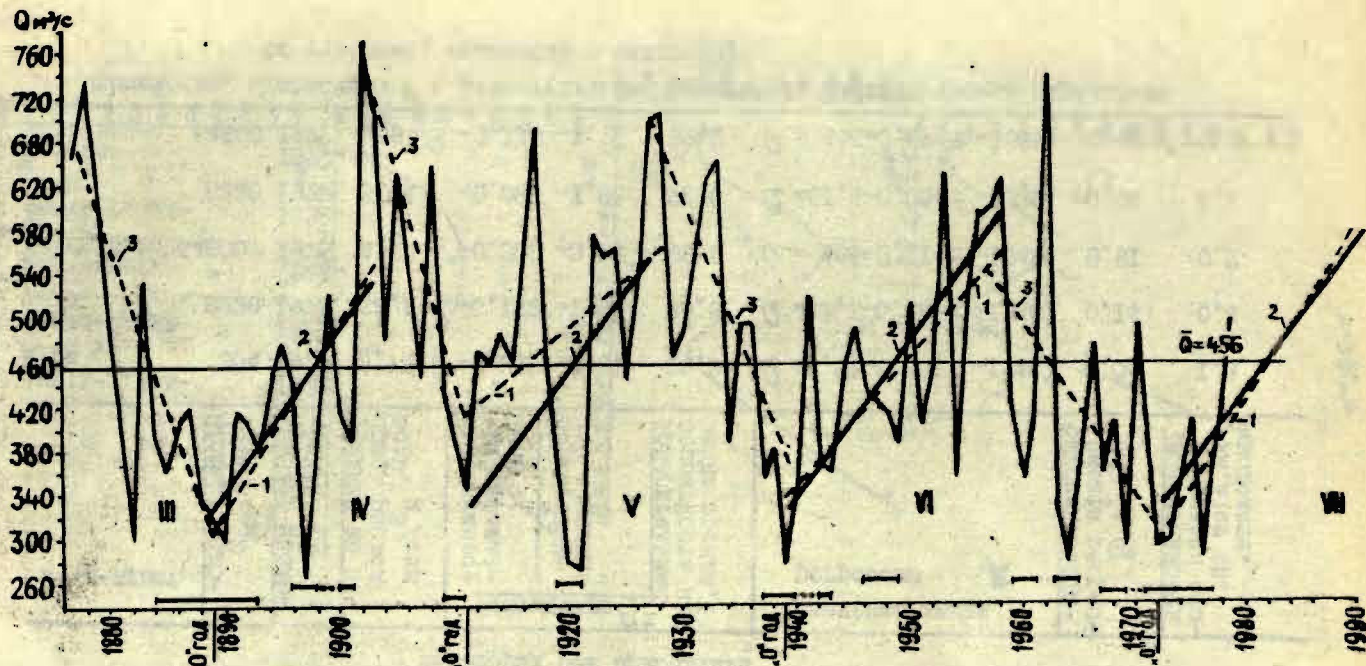


Рис. I. Хронологический график средних годовых расходов воды р. Даугавы у г. Даугавпилс за 1877-1977 гг.: III-VII - внутривековые гидрологические циклы колебаний стока; линии регрессии на фазах подъема (1,2) и спада (3) циклов: 2 и 3 - по фактическим наблюдениям в цикле, 1 - усредненная на фазах подъемов всех циклов. Группировки длительностью ≥ 3 лет подряд маловодных лет показаны горизонтальными черточками.

Таблица 3

Нисходящий тренд в многолетних колебаниях годового стока
некоторых рек Прибалтики

Река-пункт	Площадь водо- сбора, км ²	период наблю- дений	Средний за пе- риод расход воды, м ³ /сек	Статистика P^x			Уравнение линии регрессии	Ошибка коэффи- циента регрес- сии ($\pm \sigma$)	Интенсивность изменения сто- ка, % от ср. многолетн.
				по фактичес- ким наблюде- ниям	нормирован- ное значение	доверительная вероятность на- личия тренда, %			
Амата-х. Мел- тури	304	1922- 1975	3,77	-0,306	-3,27	99,9	$Q = 3,77 - 0,05(t - 1948)$	0,04	1,3
Вента-г. Кул- дига	8320	1922- 1975	62,1	-0,152	-1,62	89,5	$Q = 62,1 - 0,26(t - 1948)$	0,14	0,4
Даугава-г. Даугавпилс	64600	1922- 1975	456	-0,302	-3,23	99,9	$Q = 456 - 3,11(t - 1948)$	0,91	0,7
Вента-г. Кул- дига	8320	1898- 1977	61,4	-0,082	-1,08	72,0	$Q = 61,4 - 0,08(t - 1938)$	0,08	0,1
Даугава-г. Даугавпилс	64600	1877- 1977	459	-0,118	-1,76	92,2	$Q = 456 - 0,67(t - 1927)$	0,40	0,1

Примечание. Статистика P и доверительная вероятность наличия тренда определены по методике, описанной в статье [5]

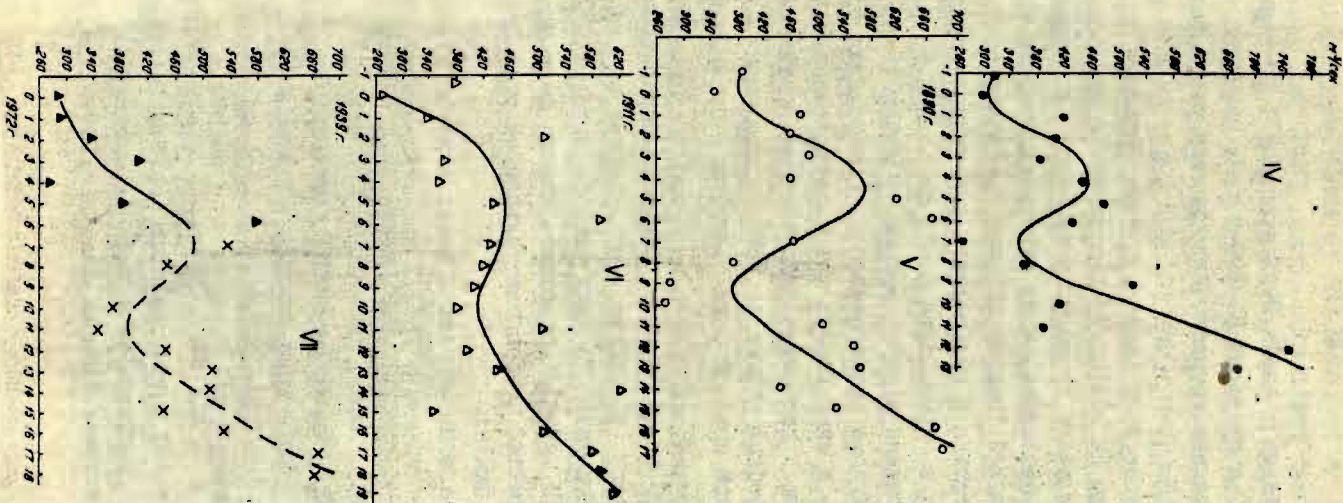


Рис.2. Динамическая средняя годового стока р.Даугавы у Даугавпилса в фазах подъема внутривековых циклов (IV-VII). В VI цикле показаны пунктиром прогнозная линия, а крестиками - расчетные точки для ее определения.

подъема она положительна и равна 2-4% ежегодно (по данным табл. I). Кроме того, в пределах 80-100-летних периодов накладывается также влияние трендов, относящихся уже к фазам вековых циклов.

Применяемые в настоящее время вероятностные описания процесса колебаний стока не позволяют предвидеть в нем тенденций, привязанных к шкале времени. Этот пробел в известной мере может быть восполнен, если учитывать наличие его циклической составляющей. Задача научных прогнозов состоит, как известно, не столько в определении каких-либо конкретных величин, сколько в определении общих тенденций.

Полагая, что имеющаяся в рядах годовых величин стока рек и уровня озер региона закономерность формирования группировок подряд мало- и многоводных лет и внутривековых циклов водности вызывается постоянно действующими физическими причинами, сделан пробный расчет до 1990 г. тенденции в колебаниях стока самой крупной реки - Даугавы с применением модели цикла.

В период 1972-1990 гг. на Даугаве должна формироваться фаза подъема очередного (УП) цикла (по существу он уже оформился до предмаксимума). За нуль отсчета принят 1972г. (конец У I и начало У II цикла). Продолжительность фазы принята как средняя величина из продолжительностей этой фазы в предыдущих У и У I циклах.

Колебания расходов воды Даугавы в фазах подъема У I-У II циклов за периоды, указанные в табл. I представлены на рис. 2. Наилучшим образом они описываются полиномами 7-й степени¹.

Для У I и У II циклов и за 1972-78 гг. в У II цикле кривые на рис. 2 отражают ход во времени динамической средней годового стока Даугавы у г. Даугавпилса. Стандартные ошибки

¹ Расчеты выполнены в ВЦ ЛГУ им. П. Стучки по программе, заимствованной из GE-400 Series Mathpac Application Handbook. Mathematical package. Least Squares curve fit.

CD 400D6.001. USA, Arisona, General electric, 1967-1968,

случайных отклонений от них фактических расходов за отдельные годы для IV-VI циклов составляют соответственно 85,0, 81,5 и 72,0 - в среднем $80 \text{ м}^3/\text{сек}$ (это на 30% меньше $\sigma = 116 \text{ м}^3/\text{сек}$ за весь 100-летний период наблюдений).

Опорные точки для расчета прогнозируемой динамической средней в VII цикле после 1978 г. получены по данным фактических наблюдений в фазах подъема трех предыдущих циклов. Предварительно эти данные были приведены к одному 18-летнему периоду. Расходы на каждый год расчетного периода сняты в каждом цикле с хронологических графиков и затем осреднены. Стандартное отклонение от прогнозной динамической средней принято равным $80 \pm 8 \text{ м}^3/\text{сек}$.

Пользуясь графиками связи расходов воды р. Даугавы в гидростворах Даугавпилс, Екабпилс, Дзелзлеяс, Кегумская ГЭС и Липши, долгосрочный (до 1990 г.) прогноз тенденции хода годового стока составлен (здесь не приводится) также для створов Плявиньской, Кегумской и Рижской ГЭС. Тенденция аналогична рассчитанной для Даугавпилса - в пункте проектируемой ГЭС.

Учитывая синфазность в ходе многолетних колебаний динамических средних годового стока рек и уровня озер Средней Прибалтики, в случае необходимости, используя разработанную методику, можно предвычислить тенденции в естественном ходе колебаний водности для всех рек (и уровня озер) рассматриваемого региона.

Литература

1. Артемьева Н. П., Лившиц И. М. Применение статистических критериев для исключения резко выделяющихся членов гидрологических рядов. - В кн.: Водное хозяйство Белоруссии. Минск.: Высшая школа, 1972, вып. 2, с. 5-16.
2. Глазачева Л. И. Циклический характер колебаний стока рек и уровня озер Средней Прибалтики. - Труды ГГО, 1976, вып. 378, с. 90-109.
3. Глазачева Л. И. Схематическая модель циклических колебаний годового стока рек и уровня озер Средней При-

- балтики.- XIII Международный географический конгресс. Климатология, гидрология, гляциология. Секция 2. М., 1976, с. 196-197.
4. Глазачева Л., Краукле Л. Корреляционные связи между годовым стоком рек Средней Прибалтики.- В кн.: Гидрологические и метеорологические процессы и окружающая среда. Рига, 1976, с. 33-65.
 5. Денисов П. П. Методика оценки тенденций в ходе речного стока.- Метеорология и гидрология, 1975, №4, с. 101-104.
 6. Дрозд В. В. Анализ однородности гидрологических рядов (методические рекомендации). Минск, 1971, 36 с.
 7. Ласинскас М. Сток р. Нямунас у Смалининкай.- В кн.: Статьи по гидрометеорологии. Вильнюс.: Периодика, - 1970, т. 3, с. 16-17.
 8. Раткович Д. Я. Многолетние колебания речного стока. Л.: Гидрометеосиздат, 1976. 255 с.
 9. Ресурсы поверхностных вод СССР. Л.: Гидрометеосиздат, 1969, т. 4, вып. 2, 404 с.

З. Д. Мешковский
ЛГУ им. П. Стучки (Рига)

ПРИМЕНИМОСТЬ МЕТОДОВ ОПРЕДЕЛЕНИЯ БИОЛОГИЧЕСКОЙ
САМОДЕТЕРМИНАЦИИ ДЛЯ ЦЕЛЕЙ ЭКОЛОГИЧЕСКОГО
ПРОГНОЗИРОВАНИЯ

Проблема детерминации биологических систем разного уровня, в том числе и экосистем, представляет несомненный теоретический и практический интерес. Решение этой проблемы позволит выбрать соответствующий методический подход для построения прогностических моделей таких систем. Практическим результатом выбора адекватной методики будет увеличение степени достоверности биологических и, в том числе, экологических прогнозов, что становится особенно важным в условиях усиления антропогенного вмешательства в функционирование механизмов биосферы.

В. С. Вишаренко [1] пишет: "Современное представление о детерминации невозможно без выделения внутри общего принципа нескольких форм детерминации, причем такое выделение должно не только вскрывать специфические стороны конкретных взаимодействий, но и интегрировать их в единой системе. В этом случае принцип детерминизма будет выполнять не только функцию одной из основ научного мировоззрения, но и сможет приобрести конструктивное значение для решения конкретных методологических проблем" (с. 6).

Для целей биоэкологического прогнозирования достаточно подразделить общую детерминацию системы на две компоненты - самодетерминацию и паратипическую (экологическую) детерминацию. В основе такого разделения лежит термодинамическая характеристика биологических систем - их открытый характер. Связь любой биологической системы с другими системами осуществляется посредством постоянного обмена с ними веществом и энергией. Именно в этой взаимосвязи обра-

зуется та специфика детерминации, которая свойственна данной биологической системе. Таким образом естественно выделять часть общей детерминации, определяемую спецификой самой системы (самодетерминация), и паратипическую часть, определяемую другими системами, выступающими по отношению к рассматриваемой в роли внешней среды. Использование такого разделения общей детерминации даст дополнительную информацию об относительной ценности специфических и внешних параметров прогностических моделей экосистем или их компонент. Особый интерес вызывает вопрос о возможных изменениях соотношения прогностической ценности специфических и внешних параметров на разных этапах существования экосистем или их компонент.

Главным слагаемым лесных экосистем является древостой. Целью настоящей работы являлось уточнение методики определения относительного уровня биологической самодетерминации (ОУБС) [2, с. 22-23] на основе дендрохронологической информации. Из того, что в настоящее время не существует единого, общепризнанного способа определения ОУБС, вытекает необходимость сравнения результатов, полученных по разным методикам. Для сравнительной оценки применимости различных методов определения ОУБС в экологическом прогнозировании нами были выбраны четыре методики выявления этого показателя.

1. В роли ОУБС данной совокупности деревьев использовался показатель "силы влияния" \mathcal{V}_A^2 , определяемый дисперсионным анализом однофакторного комплекса, в котором классы градации фактора представлены отдельными особями (I).

$$\mathcal{V}_A^2 = \frac{s_A^2}{s_A^2 + s_Z^2} \quad (I)$$

где s_A^2 - факторная дисперсия;

s_Z^2 - фоновая дисперсия;

\mathcal{V}_A^2 - "сила влияния" отдельных особей.

2. В роли ОУБС данной совокупности деревьев использовался показатель \mathcal{V}_A^2 , скорректированный поправкой на пестроту эдафических условий (2).

$$D_A = \sigma_A^2 \cdot b, \quad (2)$$

где b - показатель пестроты эдафических условий по Х. Смитту [3], определяемый по формуле (3):

$$b = 1 - \frac{\lg \bar{a}_A - \lg \bar{a}}{\lg n_0}, \quad (3)$$

где \bar{a}_A - средний межгрупповой квадрат (группы-классы градации представлены деревьями на одинаковых по площади участках);
 \bar{a} - средний общий квадрат;
 n_0 - средний объем классов градации.

3. В роли ОУЭС данной совокупности деревьев использовался информационный показатель силы влияния (ИПВ), предложенный Н. А. Плохинским [4].

$$\text{ИПВ} = \frac{\mathcal{E}_2 - \mathcal{E}_{21}}{\mathcal{E}_2}, \quad (4)$$

где \mathcal{E}_2 - энтропия статистического комплекса до группировки;

\mathcal{E}_{21} - энтропия статистического комплекса после разбиения его на группы.

4. В роли ОУЭС данной совокупности деревьев использовалась величина Δy (5).

$$\Delta y = \left| \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_j} \right|, \quad (5)$$

где y_j - фактическая ширина годичного кольца j -го года;

\hat{y}_j - прогнозируемая по экологическим факторам ширина годичного кольца j -го года;

$$\hat{y}_j = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i x_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, k, \quad (6)$$

где b_0 - свободный член линейной множественной регрессии;

b_i - i -тый коэффициент линейной множественной регрессии;

x_{ij} - значение i -го регрессора (количественного уровня экологического фактора) в j -том году.

Для уравнений множественной регрессии (моделей прогноза) нами была испробована пригодность следующих параметров экологических факторов:

- 1) среднедекадных значений температуры воздуха двух ретроспективных лет;
- 2) среднедекадных значений дефицита влажности в $13^{\circ\text{C}}$ (местного времени) двух ретроспективных лет;
- 3) подекадных значений суммы осадков двух ретроспективных лет;
- 4) ежегодных значений показателя t_a , определяемого по методу Г. Бакмана [5];
- 5) среднегодовых чисел Вольфа первого ретроспективного года.

Для первых трех прогнозирующих факторов предварительно по методике И. Лиэпа [6] была составлена хронологическая схема активных периодов воздействия.

Эмпирический материал для целей нашего исследования был собран в 1977, 1978 и 1979 гг. в трех насаждениях лиственницы японской (*Larix kaempferi* (Lamb.) Carr.) в разных местах Латвийской ССР. Первое из этих насаждений произрастает на территории дендрария Юргюкалнс Цесисского р-на, второе - 15 кв. Скриверской лесной дачи Огрского р-на, а третье - на территории Терветского лесничества Добельского р-на. Выбор интродуцированного вида был обусловлен тем, что рост экзотов, не находящихся в условиях своего экологического оптимума, более чувствителен к колебаниям факторов внешней среды [2, с. 24].

Динамика ОУБС отдельных групп деревьев в сущности отображает особенности их реакции на изменения условий произрастания. М. М. Розанов [7] выделяет три группы реакции растений одного вида (на примере сосны обыкновенной). Первая группа включает деревья, которые четко реагируют на изменения условий произрастания. Вторая - деревья, реагирующие в меньшей степени, а третья - реагирующие лишь незначительно. Очевидно, что динамика ОУБС каждой из таких групп будет иной.

Исходя из вышесказанного, в каждом из насаждений лиственницы японской нами были выделены группы деревьев со сходным характером динамики радиального прироста. Для этой цели был использован метод построения корреляционных плед [8]. В результате оказалось, что в каждом из обследованных насаждений около 90% деревьев характеризуется тесной корреляцией временных рядов радиального прироста. Подобные совокупности деревьев мы называем однородными группами (ОГ). Остальные деревья (около 10% каждого насаждения) характеризуются отсутствием парной корреляции между временными рядами ширины годичных колец. Такие совокупности деревьев мы называем неоднородными группами (НГ). Принадлежность отдельных деревьев к ОГ или НГ на основании внешне наблюдаемых таксационных показателей установить не удалось. Анализ динамики накопления биомассы в каждой из выделенных групп, однако, показал, что кульминация текущего прироста запаса древесины для деревьев, входящих в НГ, наступает позже, чем для деревьев ОГ.

ОУБС определялся отдельно для ОГ и НГ каждого из трех насаждений. Ряды ширины годичных колец всех деревьев каждой группы были разбиты на трехлетние периоды, и ОУБС определялся для каждого такого периода по упомянутым выше первым трем методикам. Для сравнимости результатов, полученных 4-м методом определения ОУБС, с результатами предыдущих методов ежегодные значения Δy усреднялись для трех типичных деревьев ОГ и НГ, а затем, по трехлетним периодам.

Возрастная динамика ОУБС, определенная для ОГ и НГ трех насаждений лиственницы японской четырьмя методами и выраженная в процентах, графически изображена на рис. 1а, 1б, 2а, 2б, 3а и 3б. Сравнение этих графиков показывает, что они имеют вид ломаных линий с возрастным трендом у большинства из них. Наличие возрастного тренда хорошо согласуется с общепризнанным мнением: о более выраженной зависимости растений от факторов окружающей среды в молодом

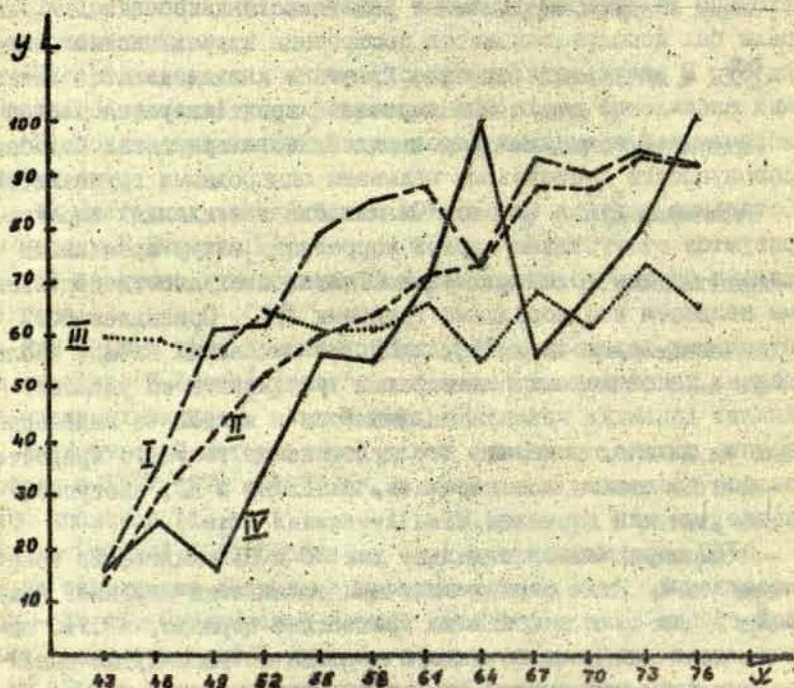


Рис. 1а. Динамика относительного уровня биологической самодетерминации (ОУЭС) однородной группы лиственных Юрикалского дендрария. Принятые обозначения: X - календарные годы XX века, y - ОУЭС (%); I, II, III, IV - методы определения ОУЭС.

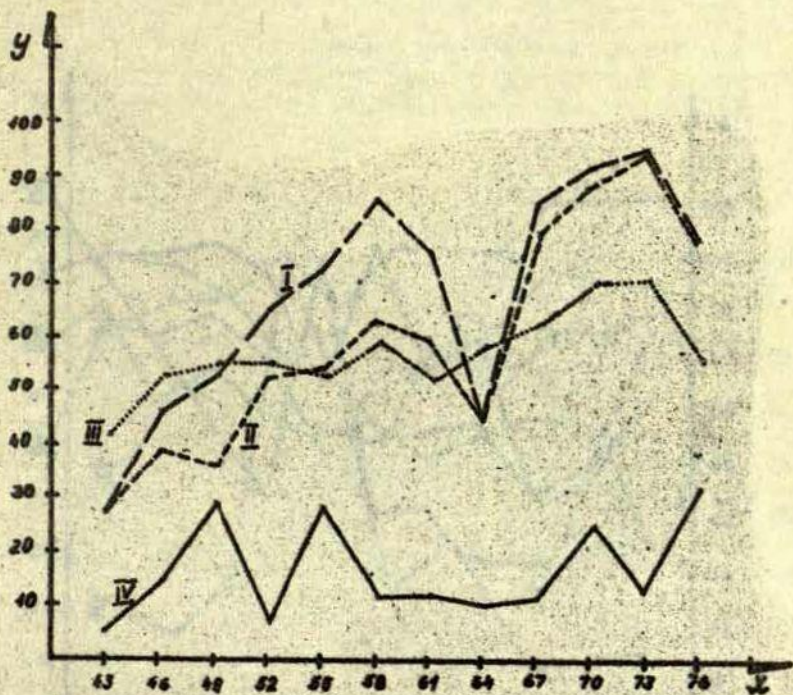


Рис. 16. Динамика ОУБС неоднородной группы лиственных Держкалинского дендрария. Принятые обозначения как на рис. 1а.

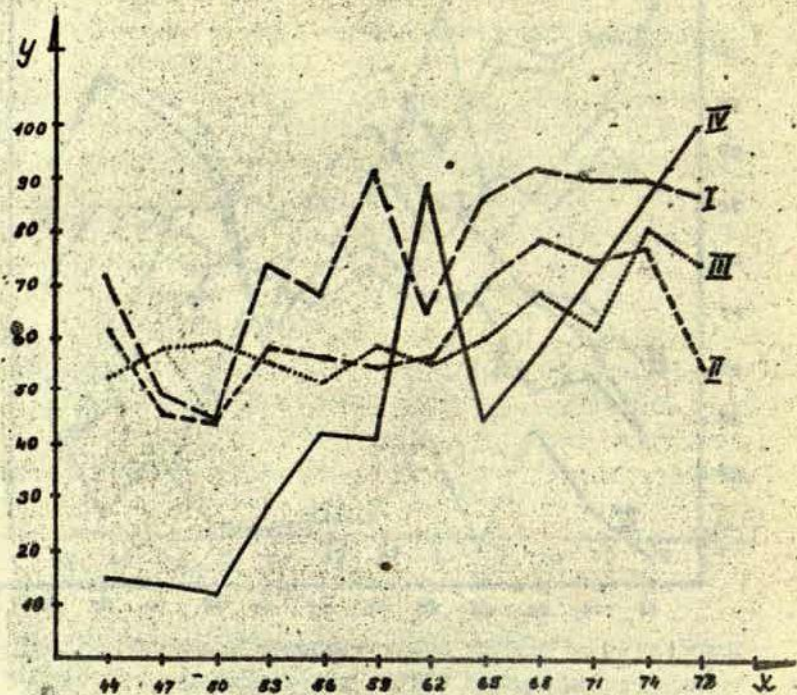


Рис. 2а. Динамика ОУБС однородной группы лиственниц 15 кв. Скриверской лесной дачи. Принятые обозначения как на рис. 1а.

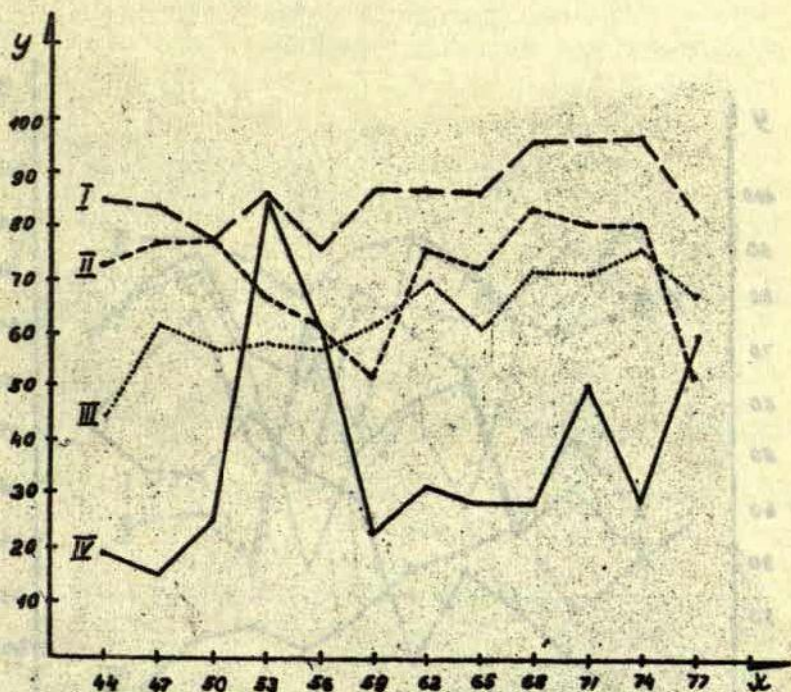


Рис. 26. Динамика ОУБС неоднородной группы лиственниц 15 кв. Сквиерской лесной дачи. Принятые обозначения как на рис. 1а.

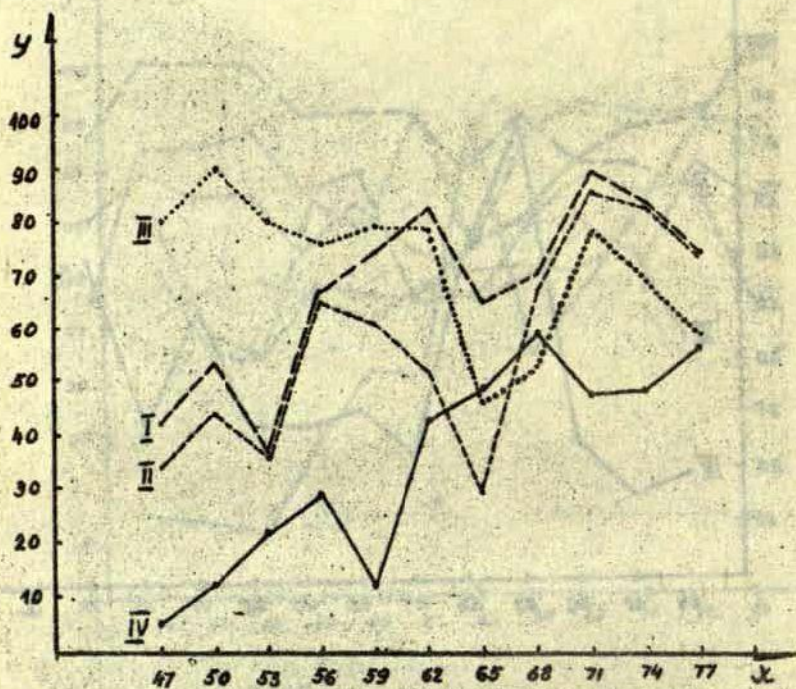


Рис. 3а. Динамика ОУЭС однородной группы лиственниц Терветского лесничества. Принятые обозначения как на рис. I а.

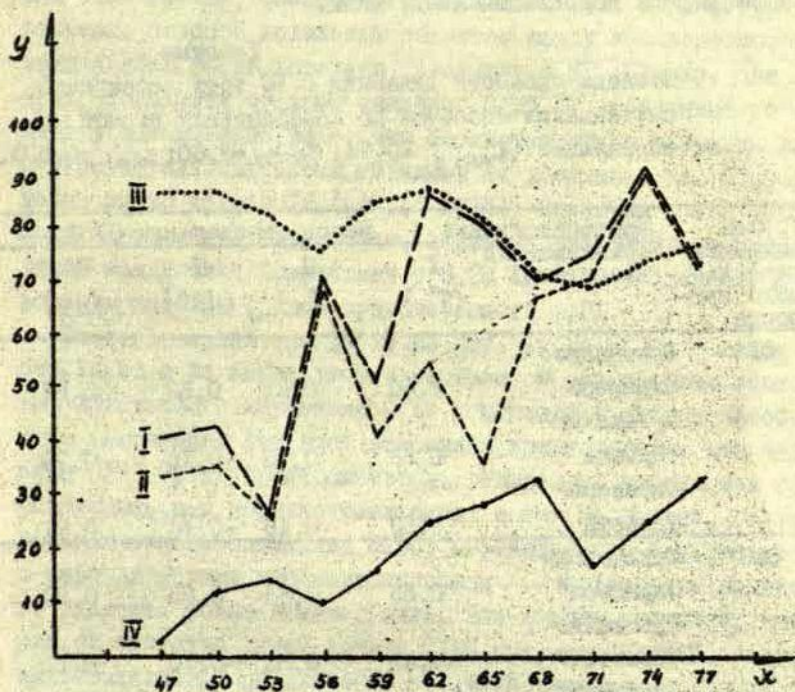


Рис. 36. Динамика ОУЭС неоднородной группы лиственных Терветского лесничества. Принятые обозначения как на рис. 1а.

возрасте. Вычисление ОУБС на основе одного и того же эмпирического материала и для одного и того же периода времени четырьмя примененными методами в большинстве случаев дает различные величины этого показателя. Результаты сравнения динамики ОУБС отдельно для ОГ и НГ трех обследованных насаждений представлены в табл. I. Линии трендов ОУБС сравнивались попарно, и за показатель схожести был принят коэффициент парной корреляции между ними.

Таблица I

Степени схожести динамики ОУБС трех насаждений лиственницы японской по коэффициенту парной корреляции ($r_{001; II} = 0,74$; $r_{005; II} = 0,60$; $r_{010; II} = 0,57$).

Группа динамики радиального прироста	Местонахождение сравниваемых насаждений	Метод определения ОУБС			
		I (r_n^2)	II (D_n)	III (ИПВ)	IV (Δy)
ОГ	Юргюкалнс-Скривери*	0,60	0,61	0,62	0,81
	Юргюкалнс-Тервете	0,86	0,75	-0,16	0,79
	Скривери-Тервете	0,60	0,49	-0,46	0,81
НГ	Юргюкалнс-Скривери*	0,53	0,83	0,85	0,28
	Юргюкалнс-Тервете	0,47	0,86	-0,70	0,11
	Скривери-Тервете	0,43	0,13	-0,55	0,02

* Сравнение проводилось по 12 парам точек ($r_{001; 12} = 0,71$; $r_{005; 12} = 0,58$; $r_{010; 12} = 0,54$).

Из данных таблицы I видно, что наиболее сходные результаты для ОГ всех трех насаждений получены путем применения 4-го метода. Воздействие факторов внешней среды на показатель ОУБС, определяемый 4-м методом, практически устранено. Таким

образом, несхожесть результатов, полученных остальными тремя методами для всех обследованных насаждений, объясняется различающейся реакцией этих насаждений на экологические факторы. Причиной такого различия реакций, на наш взгляд, является различное происхождение семенного материала, из которого образовались эти насаждения.

Сказанное относится также и к деревьям НГ трех насаждений. Несхожесть динамики ОУБС, определенной 4-м методом для этой группы, объясняется, на наш взгляд, трудностью правильного подбора модельных объектов ввиду неоднородности радиального роста деревьев, входящих в НГ. Однако, для всех трех насаждений средние значения ОУБС НГ, найденные по 4-му методу значительно ниже, чем соответственные значения для ОГ, что остальными тремя методами не улавливается. При сравнении линий тренда IU (рис. 1б и 2б), исключая всего лишь одну (четвертую) пару точек, величина коэффициента корреляции между ними возрастает с 0,26 до 0,76 и становится достоверной при уровне существенности 0,01.

Сходство линий тренда IU на рис. 1а, 2а и 3а, а также на рис. 1б, 2б и 3б выражается в синхронном чередовании периодов монотонного изменения ОУБС с периодами его скачкообразного изменения. Это дает основания предполагать, что динамика ОУБС трех пространственно отдаленных насаждений образовалась под воздействием одних и тех же причин. Связи периодического повышения ОУБС; определяемого 4-м методом, с периодическими изменениями солнечной активности выявить не удалось. Можно предположить, что единой причиной, вызывающей сходство линий тренда ОУБС трех насаждений, является генетическая обусловленность этой динамики.

Данные таблицы 2 свидетельствуют о том, что 4-й метод определения ОУБС в двух случаях из трех четко реагирует на группировку исходного материала в ОГ и НГ.

Высокое сходство динамики ОУБС по 4-му методу между ОГ и НГ лиственницы Терветского лесничества может объясняться, как уже было отмечено, неудачным подбором деревьев НК для разработки регрессионных моделей.

Таблица 2

Чувствительность (по коэффициенту парной корреляции) четырех методов определения ОУБС к группировке материала ($r_{0,01; II} = 0,71$; $r_{0,05; II} = 0,58$; $r_{0,10; II} = 0,54$)

Место произрастания	Метод определения ОУБС			
	I (r^2)	II (D_n)	III (инв)	IV (ay)
Орджонакано	0,90	0,91	0,52	0,24
Скривери	0,67	0,43	0,72	0,30
Тервете*	0,85	0,91	0,43	0,89

* Сравнение производилось по II парам точек ($r_{0,01; II} = 0,74$; $r_{0,05; II} = 0,60$; $r_{0,10; II} = 0,57$).

Из сравнения четырех использованных методов можно сделать вывод, что динамику ОУБС определяют не только биологические особенности деревьев насаждения (принадлежность к одной из двух групп динамики радиального прироста), но и метод определения этого показателя. Анализ результатов наших исследований показывает, что 4-м методом определения ОУБС устраняется тот недостаток, который присущ 1-му, 2-му и 3-му методам, а именно — недостаточное учитывание разной реакции насаждений на воздействие экологических факторов. Тем самым этот метод определения ОУБС на данном этапе наших исследований может быть признан наиболее целесообразным для целей экологического прогнозирования.

Различный ОУБС, определенный разными методами, можно объяснить неаддитивностью внутренних (биологических) и внешних (экологических) факторов. Очевидно взаимодействие этих факторов различные методы выявляют по-разному. Соприженность показаний 1-го, 2-го и 3-го методов, по-видимому, может быть повышена увеличением объема используемых статистических комплексов.

ОУБС ОI лиственницы Орджонакского дендрария, определенный 4-м методом, в среднем выше, чем тот же показатель

для остальных двух насаждений. Так как ОГ включает в себя около 90% деревьев каждого насаждения, можно утверждать, что высокий темп накопления биомассы деревьями Юргкалнса будет менее подвержен отрицательным внешним воздействиям другого местроприрастания, чем у лиственницы Скриверского и Терветского насаждений. Это означает большую перспективность использования семенного и вегетативного материала деревьев Юргкалнса для широкого распространения такого ценного в хозяйственном и декоративном отношении вида, каким является лиственница японская.

Литература

1. Вишаренко В. С. Детерминация в биологических процессах. Л.: Наука, 1975. 400с.
2. Мауринь А. М., Ушинская В. И. Критерий выбора методического подхода в биоэкологическом прогнозировании. В кн.: Моделирование и прогнозирование в экологии. Рига, 1978, с. 22-28.
3. Smith H. F. An empirical law describing soil heterogeneity in the yields of agricultural crops. - The Journal of Agricultural Science. 1938, 28, p. 2-49.
4. Плюхинский Н. А. Информационные показатели в биологии. - В кн.: Методы современной биометрии. М.: Изд-во МГУ, 1978, с. 23-28.
5. Backman G. Wachstum und organische Zeit. Leipzig, 1943.
6. Длепа И. Я. Методика составления хронологической схемы активных периодов воздействия. - В кн.: Ель и ельники Латвии. Рига.: Зинатне, 1975, с. 152-158.
7. Розанов М. И. Классификация кривых роста сосны обыкновенной. - В кн.: Радиоуглерод. Вильнюс, 1971, с. 99-101.
8. Терентьев П. В. Метод корреляционных плейд. - Вестник Ленинградского университета. Серия биол., 1959, №2, с. 136-141.

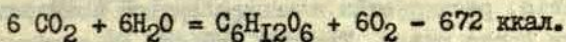
И.Я.Лиєпа, Г.К.Реке
ЛГУ им.П.Стучки (Рига)

ОЦЕНКА КИСЛОРОДОПРОДУЦИРУЮЩЕЙ ФУНКЦИИ ДРЕВОСТОЯ

В течение последних 50 миллионов лет химический состав атмосферы нашей планеты практически не изменялся [9]. Причиной такого гомеостатического равновесия явилась саморегулирующая биосфера, направленная на поддержание оптимальных условий своего существования. Однако современному человечеству понадобилось всего несколько десятилетий, чтобы в значительной мере нарушить оптимальные соотношения между наиболее важными для жизни элементами атмосферы. Наше поколение вынуждено быть очевидцем неуклонного уменьшения доли атмосферного кислорода и увеличения количества углекислого газа [2]. Уже сейчас наблюдается кислородный дефицит в отдельных высокоразвитых в промышленном отношении регионах земли. Так, уже в 1966 г. в некоторых штатах США потребление кислорода на 40% превысило его производство растительностью этих районов [6]. Ускоряющее развитие промышленности и транспорта, беспощадная вырубка леса на огромных территориях, глобальное загрязнение мирового океана нефтепродуктами являются убедительными предпосылками кислородного голода планеты.

Ведущая роль в поддержании нормального состава атмосферы принадлежит лесам. Как известно, кислород производится зелеными растениями посредством фотосинтеза. При образовании одной единицы абсолютно сухого органического вещества в окружающую среду поступает определенное количество кислорода и поглощается углекислый газ. Это является теоретической основой разработки методов оценки кислородопродуцирующей функции лесных фитоценозов. Количественный аспект фотосинтеза выражается посредством суммарного урав-

нения этого сложного физиологического процесса зеленых растений [3,8]



В соответствии с этим уравнением в листьях зеленых растений из воды и углекислого газа образуется глюкоза. Определяющая роль в фотосинтезе принадлежит хлорофиллу, который поглощает солнечную энергию, необходимую для протекания фотосинтеза. Вода разлагается на кислород и водород. Водород и углекислый газ через ряд промежуточных реакций образуют глюкозу, а кислород выделяется в атмосферу. Глюкоза и минеральные соли, поступающие с водой из почвы, являются исходным материалом для образования в растениях большого разнообразия органических веществ. При этом для формирования одной грамм-молекулы глюкозы поглощается 672 ккал. световой энергии.

Масса грамм-молекул элементов и соединений, принимающих участие в фотосинтезе, позволяют определить количество исходных материалов и продуктов этого процесса. Как показывают исследования многочисленных авторов [3], химический состав органической массы различных древесных пород отличается большим сходством. Более того, основными элементами вещества растений являются углерод, водород и кислород. Эти элементы составляют примерно 94-95,5% по весу абсолютно сухого вещества. Азота и зольных элементов в древесных растениях мало. Поэтому количество освобожденного кислорода, поглощенного углекислого газа и потребленной воды в основном зависит от усвоения углерода, водорода и кислорода, выделенного древостоем лесного фитоценоза в течение определенного интервала времени, например, за вегетационный период, основывается на использовании данных о количестве и химическом составе древесного запаса в абсолютно сухом состоянии, образовавшегося за данный отрезок времени. Как известно, количество органического вещества, образовавшегося в течение периода вегетации, представляет собой текущий прирост по запасу наличного

древостоя. Отметим, что в данном случае биомасса листьев и хвои интерес не вызывает, так как кислород, выделенный при ее росте, расходуется в эквивалентном количестве при разложении после опадания. Текущий прирост по запасу, имеющий непосредственное отношение к определению количества продуцируемого кислорода, состоит из прироста запаса стволов, сучьев и корней деревьев наличного древостоя. Установление объема первого компонента — прироста запаса стволов — сводится к определению текущего прироста по запасу наличного древостоя. Решению этого вопроса посвящена обширная литература [1]. Ежегодные приросты запаса сучьев и корней не поддаются непосредственному определению. Однако, в силу закономерности В. Корфа [7], в соответствии с которой запас и его текущий прирост являются пропорциональными величинами, приросты сучьев и корней можно определить косвенным путем через фракционный состав этих показателей. Отметим, что пока еще эта методическая схема не доведена до конкретного решения, так как недостаточно изучены закономерности фракционного распределения запаса древостоя в зависимости от таксационной, фитоценотической и экологической характеристики лесного фитоценоза. Поэтому методика, предлагаемая в данной статье ограничивается вычислением лишь той части количества (веса и объема) кислорода, которая связана с образованием основной доли запаса древостоя — запаса стволов деревьев. Формулы для решения этой задачи получены следующим поэтапным образом.

На первом этапе выбирается формула определения текущего прироста по запасу наличного древостоя. Практически удобный и достаточно точной для этой цели является формула [4]:

$$Z_M = K G \left[\frac{2 Z_D (H - 2 Z_H + 4)}{10 D + Z_D} + Z_H \right], \quad (1)$$

Z_M — текущий прирост по запасу наличного древостоя, $m^3/га$. Z_M вычисляется в коре. Без коры

$$Z_M^{dk} = Z_M / 3 \quad (2)$$

где β - поправочный коэффициент, представляющий собой отношение между значениями объема деревьев в коре и без коры,

$$\beta = \frac{\rho D + q}{w D + 100} \quad (3)$$

D - средний диаметр древостоя, см.

H - средняя высота древостоя, м.

G - сумма площадей сечения, м²/га.

Z_D - текущий прирост по диаметру на высоте груди, мм

$$Z_D = 2i \cdot u \quad (4)$$

i - радиальный прирост, мм.

u - коэффициент толщины коры.

Z_H - текущий прирост по высоте, м.

$$Z_H = \frac{2i \cdot H(aD + b)}{cD + 100} \quad (5)$$

k, a, b, c, p, q, w - коэффициенты, зависящие от древесной породы (табл. I).

Второй этап составляет вычисление значений коэффициентов β_1 и β_2 , обеспечивающих перерасчет прироста запаса в количество выделенного кислорода. Для определения объема прироста в абсолютно сухом состоянии применяется коэффициент плотности абсолютно сухой древесины ρ_1 . Значения этого коэффициента, заимствованные из [5] представлены в таблице 2.

Коэффициент β_2 характеризует массу кислорода в тоннах, выделенную при образовании одной тонны абсолютно сухого прироста по запасу. Для вычисления значений этого коэффициента используются суммарное уравнение фотосинтеза и количество углерода, водорода и кислорода в составе абсолютно сухой древесины. Содержание упомянутых элементов [3] и значения коэффициента β_2 для основных лесобразующих древесных пород Прибалтики представлены в таблице 2. Ввиду относительной сложности расчета значений коэффициента

Таблица I

Значения коэффициентов

Древесная порода	<i>x</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>p</i>	<i>q</i>	<i>w</i>	<i>u</i>
Сосна	0,390	-0,06416	6,356	27,105	20,60	143,9	19,53	1,103
Ель	0,415	-0,02560	1,693	5,794	5,25	117,6	5,00	1,046
Береза	0,385	-0,07276	-1,510	-35,714	0,20	110,2	0,02	1,095
Осина	0,405	-0,03569	2,352	12,829	0,78	109,9	0,67	1,061
Ольха черная	0,400	0,00500	7,240	90,909	-0,55	119,0	-0,36	1,081
Ольха серая	0,380	0,09580	3,478	45,988	-49,10	93,3	-45,83	1,050

ρ_2 проиллюстрируем этот процесс на примере березы. Для наглядности выделим восемь операций.

1. Определяется масса грамм-молекул компонентов, входящих в суммарное уравнение фотосинтеза: 6CO_2 соответствуют 264 г, $6\text{H}_2\text{O}$ - 108 г, $\text{C}_6\text{H}_{12}\text{O}_6$ - 180 г и 6O_2 - 192 г.

2. По данным химического анализа (табл.2) выходит, что одна тонна абсолютно сухой древесины березы содержит 500 кг углерода, 61 кг водорода и 430 кг кислорода. Из суммарного уравнения фотосинтеза следует, что масса одной грамм-молекулы глюкозы, равная 180 г, распределяется следующим образом: количество углерода в составе 6C содержит 72 г, количество водорода в составе 12H - 12г и количество кислорода в составе 6O - 96 г.

3. Масса углекислого газа, поглощенного для усвоения 500 кг кислорода составляет

$$m_{\text{CO}_2} = \frac{500 \cdot 0,264}{0,072} = 1834 \text{ (кг)}.$$

4. Масса воды, использованной для усвоения 61 кг водорода

$$m_{\text{H}} = \frac{61 \cdot 0,108}{0,012} = 549 \text{ (кг)}.$$

5. Масса кислорода, полученная в результате разложения 1834 кг углекислого газа

$$m_{\text{O}_2(\text{C}_6\text{H}_{12}\text{O}_6)} = \frac{1834 \cdot 0,192}{0,264} = 1335 \text{ (кг)}.$$

6. Масса кислорода, получаемая при разложении 549 кг воды

$$m_{\text{O}_2(\text{H}_2\text{O})} = \frac{549 \cdot 0,096}{0,108} = 488 \text{ (кг)}.$$

7. Общая масса кислорода

$$m_{\text{O}_2(\text{общ})} = 1335 + 488 = 1823 \text{ (кг)}.$$

8. Для определения кислорода, выделяющегося в атмосферу, из общего веса кислорода вычитается та часть, которая входит в состав абсолютно сухой древесины, т.е.

$$m_{\text{O}_2} = 1823 - 430 = 1393 \text{ (кг) или } 1,393 \text{ т}.$$

Итак $\rho_2 = 1,393$.

На третьем этапе разработки методики определения коли-

Таблица 2

Содержание основных элементов, поглощенное количество CO_2 и H_2O и выделенное количество O_2 при образовании одной тонны абсолютно сухой древесины

Древесная порода	Содержание элементов, кг				Поглощенное количество, кг		Коэффициенты			
	С	Н	О	Итого	CO_2	H_2O	ρ_1	ρ_2	φ	ψ
Сосна	496	64	438	998	1820	576	0,52	1,393	0,282	197,6
Ель	505	62	431	998	1853	558	0,45	1,413	0,264	184,5
Береза	500	61	430	991	1835	549	0,65	1,393	0,349	243,8
Осина	503	63	424	990	1846	567	0,40	1,423	0,231	161,2

Примечания: 1. Значения коэффициентов ρ_1 и ρ_2 для ольхи черной и ольхи серой условно приравниваются к средним значениям древесных пород ($\rho_1 = 0,50$ и $\rho_2 = 1,405$).

2. Значения коэффициентов φ и ψ для ольхи черной и ольхи серой соответственно $\varphi = 0,281$, $\psi = 196,5$ и $\varphi = 0,267$, $\psi = 186,7$.

чества кислорода, продуцируемого древостоем лесного фитоценоза, проводится объединение частных коэффициентов и представляются в конечном виде формулы, предназначенные для вычисления массы и объема кислорода. Масса выделенного кислорода M_{O_2} (в тоннах) вычисляется по формуле

$$M_{O_2} = \rho_1 \cdot \rho_2 \cdot Z_M, \quad (6)$$

где ρ_1 - плотность абсолютно сухой древесины, т/м³;
 ρ_2 - коэффициент интенсивности выделения кислорода;
 Z_M - текущий прирост по запасу наличного древостоя, м³/га.

Для вычисления объема выделенного количества кислорода его массу следует делить на коэффициент плотности кислорода, равный 1,432 г/л или 0,00143 т/м³. Учитывая сказанное, в итоге получаем:

1) формулу для определения массы выделенного количества кислорода (в тоннах)

$$M_{O_2} = \varphi G \left[\frac{2Z_D(H-2Z_H+4)}{10D+Z_D} + Z_H \right] \quad (7)$$

2) формулу для определения объема выделенного количества кислорода (в метрах кубических)

$$V_{O_2} = \psi G \left[\frac{2Z_D(H-2Z_H+4)}{10D+Z_D} + Z_H \right], \quad (8)$$

где

φ и ψ - коэффициенты для вычисления количества продуцированного кислорода, а значение остальных символов как в формуле (1).

При наличии данных таксации совокупностей древостоев формулы (7) и (8) применимы для вычисления выделенного количества кислорода соответствующих лесных территорий.

Интенсивность выделения кислорода отдельных древесных пород можно характеризовать количеством кислорода, продуцированным при образовании одинакового объема древесины. Этот объем является прямо пропорциональным произведению коэффициентов P_1 и P_2 . Следовательно, по кислородопродуцирующей способности основные лесообразующие древесные породы в Прибалтике составляют следующий ряд: береза, сосна, ольха черная и ольха серая, ель, осина. Однако напомним, что для практического использования такая оценка этой важнейшей функции леса имеет весьма условный характер, так как при этом не учитывается существенное различие в интенсивности формирования прироста запаса разных древесных пород. Поэтому сопоставление кислородопродуцирующей способности отдельных видов растений следует провести с учетом таксационных, фитоценологических и эдафических особенностей образуемых ими фитоценозов. Реализацию этого требования обеспечивает применение предлагаемой методики.

Литература

1. Антанайтис В.В., Загребев В.В. Прирост леса. М.: Лесная промышленность, 1964, 240 с.
2. Будыко М.И. Глобальная экология. М.: Мысль, 1977, 328 с.
3. Воронцов А.И., Харитонова Н.З. Охрана природы. М.: Высшая школа, 1971, 360 с.
4. Лиена И.Я. Моделирование оптимальной суммы площадей сечений. - В кн.: Формирование эталонных насаждений, Каунас.: Тиронионис, 1979, с. 101-104.
5. Чесноков Н.И., Долгошеев В.М. Оценка кислородопродуцирующей функции леса. - Лесное хозяйство, 1978, №7, с. 32-34.
6. Habermans H. Domas par dzīvību un tehniku. - Padomju Jaunatne, 1971, 28 XI,

7. Korf V. Stanovení bežného prírústu lesních porostu. Prírústový vzorník v poroste a jeho vztah ke vzorníku porostní zásoby. Rozložení celkového bežného prírústu v poroste. Sborník Lesnické fakulty Vysoké školy zemědělské v Praze, IV. Praha, 1961.
8. Mauriņa H. Augu fizioloģija. Rīga, Zvaigzne, 1974, 352 l.
9. Švarcs S. Biosfēras evolūcija un ekoloģiskā prognozēšana.-Zinātne un tehnika, 1978, N 4, 25.-28.l.

Дж. Фишера, А. Шилиныш,
Т. Гайтниека
ЛГУ им. П. Стучки (Рига)

ВЛИЯНИЕ ВЫХЛОПНЫХ ГАЗОВ АВТОТРАНСПОРТА НА РОСТ И РАЗВИТИЕ РАСТЕНИЙ И НАКОПЛЕНИЕ СВИНЦА В НИХ

Двадцатый век характерен расцветом науки и техники, что открыло большие возможности для бурного развития производства и, тем самым, для повышения жизненного уровня людей. Наряду с достижениями научно-технической революции все больше проявляются отрицательные последствия, выражающиеся в засорении водных бассейнов и почвы, скоплении ядовитого дыма над промышленными районами, пыли и вредных газов вдоль автодорог. Постепенно эти ядовитые вещества, проникая в воду, почву и растения, попадают в организм животных и человека. Поэтому охрана окружающей среды от загрязнения стала одной из важнейших проблем наших дней.

Одной из характерных особенностей нашего века является бурное развитие автотранспорта. В результате этого автодороги занимают все большие площади и создают проблему загрязнения окружающей среды. В наши дни загрязнение воздуха автотранспортом в городах составляет большую часть от общего загрязнения, так как по дорогам нашей планеты перемещается одна четвертая часть миллиарда автомашин. Выхлопные газы их содержат около 200 различных химических соединений, 170 из которых являются ядовитыми [8, 17].

Выхлопные газы содержат в среднем 9% углекислого газа, 4% окиси углерода, 0,5% углеводородов, 0,06% окислов азота и др. [4, 8]. Многие углеводороды являются канцерогенными; например, бензпирен [4, 10].

Если в течение одного года автомашина проедет в среднем 15 000 км, то она использует 4350 кг кислорода и выделит в атмосферу 3250 кг углекислого газа, 350 кг окиси угле-

рода, 33 кг углеводов, 27 кг окислов азота [1]. В течение года все автомашины выделяют в атмосферу около 200 млн. т окиси углерода, 40 млн. т углеводов, 20 млн. т окислов азота [7].

Токсические вещества попадают в растения по тем же путям, по которым совершается газообмен и обмен веществ с окружающей средой, т.е. через листья и корни [12, 15, 19, 20]. Накопление токсических веществ в тканях или осаждение их на поверхности листьев, стеблей или плодов, вызывает в растительном организме функциональные нарушения. Самые чувствительные к загрязнению воздуха процессы это фотосинтез, дыхание и транспирация. Направление и амплитуда изменения этих процессов зависит от химического характера загрязнителя, его концентрации, от вида растений, физиологического состояния организма и многих других как внутренних, так и внешних условий [4].

В результате воздействия загрязненного автотранспортом воздуха у растений наблюдается хлороз листьев, свертывание листовой пластинки, появление некротических пятен. Листья могут потерять тургор и преждевременно опадать [4]. У некоторых растений (напр., петунии) наблюдается опадение цветков [13].

Некоторые из компонентов выхлопных газов растения могут использовать как дополнительные питательные вещества, например, некоторые соединения, содержащие углерод, азот и серу; другие же даже в незначительных концентрациях действуют как яды, например, углеводороды, озон, свинец. Есть данные, которые указывают, что интенсивность фотосинтеза уменьшается на 10%, если концентрация сернистого газа в 1 м^3 воздуха достигает 0,02 мг, окислов азота - 0,05 мг, аммиака - 0,1 мг, формальдегида - 0,02 мг, циклогексана - 0,2 мг, бензола - 0,1 мг [7].

Одним из очень опасных компонентов выхлопных газов является свинец. Начиная с 1923 года его добавляют в виде тетраэтилсвинца к горючему для устранения детонации [3, 15]. Каждый год к бензину добавляют около 300 000 т тетраэтил-

свинца [5]. В результате этого в течение года в атмосферу вместе с выхлопными газами попадает около 250 000 т свинца. Поэтому автотранспорт является главным загрязнителем атмосферы свинцом. Содержание свинца в растениях зависит от многих факторов. Больше его содержится в растениях, растущих вблизи автодорог, например, около автодороги трава содержит 200-400 мг/кг свинца, но на расстоянии 300 м от дороги только 5 мг/кг свинца. Самая высокая концентрация свинца в растениях установлена в 10-20 м от автодороги [15, 16, 22, 23], но влияние загрязнения воздуха чувствуется еще на расстоянии 150-300 м [16, 23, 24]. Содержание свинца зависит и от интенсивности движения автотранспорта, например, при интенсивности 100 автомашин в сутки листья тополя содержали 25 мг/кг свинца, а при интенсивности движения 25 000 автомашин в сутки - 100 мг/кг [22].

Влияние на содержание свинца в растениях оказывает и направление ветра и рельеф местности. На извилистых участках дороги в холмистой местности трава содержит в 4 раза больше свинца, чем на прямых участках дороги [16]. Меньше всего ядовитых веществ выделяется при передвижении автомашин по прямым дорогам с равномерной скоростью. При торможении или увеличении скорости, а также при езде на малой скорости токсичные выхлопные газы выделяются больше всего.

Установлено, что растения разных видов, растущие в одинаковых условиях, содержат разное количество свинца, например, в 16 видах растений содержание свинца колебалось от 3 до 106 мг/кг. В Лондоне самое высокое содержание свинца из лиственных деревьев установлено в лещине (680 мг/кг), в дубе (280 мг/кг), в рябине (160 мг/кг). Сравнительно много свинца содержат и ясень, ольха, береза, ива [2, 6, 12, 13]. Очень чувствительными к загрязнению воздуха являются хвойные растения [4]. Некоторые авторы указывают, что двухлетняя хвоя содержит в 4 раза больше свинца, чем однолетняя [17]. В литературе встречаются указания, что некоторые виды растений из цветковых, мхов и лишайников можно использовать в качестве индикаторов загрязнения воздуха

свинцом. Эти растения могут накапливать сравнительно большие концентрации свинца, при небольшой концентрации его в окружающей среде [12, 25, 26]. Культурные растения также отличаются по способностям накапливать свинец, например, ячмень и овес накапливают больше свинца, чем рожь и кукуруза. Больше всего свинца содержат листья растений (вследствие большего осаждения на них дорожной пыли). Такие части растений как клубни, плоды, семена содержат меньше свинца, так как они или не имеют прямого контакта с атмосферным воздухом или снабжены различными приспособлениями, затрудняющими этот контакт [11, 12, 14, 23]. Содержание свинца в растениях одного вида колеблется по сезонам. Наблюдения разных авторов различны, но большинство из них признает, что в листьях и хвое деревьев самое высокое содержание свинца наблюдается в конце лета [12, 17]. Способность растений накапливать свинец имеет большое значение для очистки воздуха от загрязнения. Установлено, что в течение одного вегетационного периода одно дерево аккумулирует в себе столько свинца, сколько его содержит 130 кг бензина.

Опыты о влиянии загрязнения воздуха автотранспортом на рост и развитие растений и на накопление свинца в них проводились и на биологическом факультете ЛГУ им. П. Стучки. Авторы этой статьи исследовали влияние загрязнения воздуха выхлопными газами автотранспорта на дополнительный прирост основных насаждений в течение последних 15 лет по сравнению с 10 предыдущими. Для этой цели влияние загрязнения определялось на двух пробных площадях в чистых основных насаждениях Рижского района вблизи от магистралей со сравнительно высокой интенсивностью движения автотранспорта.

Первая пробная площадь была заложена в 14 м от шоссе Балтззерс-Адажи, где интенсивность движения достигала 3290 транспортных единиц в сутки. Вторая пробная площадь была заложена в 4 метрах от шоссе Кемери-Дрмала, интенсивность движения на которой достигала 1115 транспортных единиц в сутки. Насаждение первой площади произрастает в условиях, измененных посредством гидромелиорации, а второе

насаждение характеризуется болотными почвами. Размеры каждой пробной площади 0,16 га, в длину и ширину соответственно 80 и 20 м. Пробные площади делились на полосы шириной в 2 м, направленные параллельно дороге. Так как ширина всего участка 20 м, то число таких полос было равно десяти. В каждой полосе буравом Пресслера брались образцы древесины у всех деревьев. По ним потом определялась ширина годичных колец. Для конструирования кривой высот были измерены высоты и диаметры на высоте груди у 10 деревьев.

Приблизительно в 100 м от дороги (для каждой пробной площади) закладывались контрольные пробные площади, с которых бралось по 25 образцов древесины. У всех образцов измерялась ширина годичных колец за 25 лет: 15 лет период наблюдения и 10 лет - период ретроспекции. Для характеристики реакции сосновых насаждений на выхлопные газы автотранспорта во времени и в зависимости от расстояния от дороги использовалась методика И.Я. Лица (см. статью И.Я. Лица в настоящем сборнике).

Как показывают результаты вычислений на ЭВМ ЕС-1020 контрольные насаждения были выбраны правильно. Для характеристики реакции насаждений использовался показатель кумулятивного или накопленного прироста по запасу. Структура и динамика реакции исследуемых сосновых насаждений определялась графически. Изменение дополнительного прироста по запасу на первой пробной площади (рис. 1) показывает общее улучшение условий произрастания леса, что очевидно связано с влиянием мелиорации, и в этом случае видно отрицательное влияние выхлопных газов, которое постепенно уменьшается с удалением от дороги. На второй пробной площади (рис. 2) не проводились лесохозяйственные мероприятия, здесь проявляется вредное влияние выхлопных газов - на первой полосе, т.е. на расстоянии 4-6 м от дороги, практически происходит деградация насаждений. При постепенном удалении от дороги увеличивается дополнительный прирост по запасу и на расстоянии 10-12 м от дороги (рис. 2, кривая 4) уже достигает положительных значений.

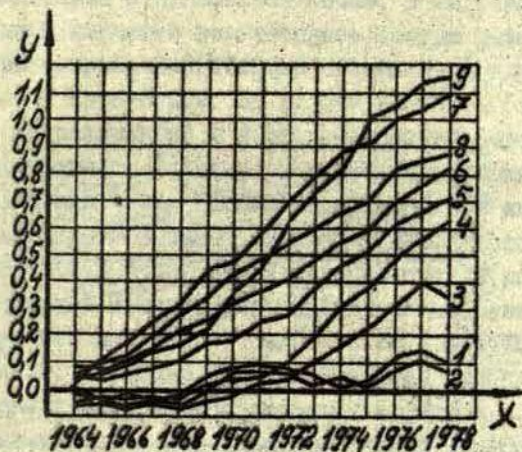


Рис. I. Структура и динамика кумулятивного дополнительного прироста древостоя первой пробной площади: x - календарные годы; y - кумулятивный дополнительный прирост, m^3/m^2 . 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9 - изменения дополнительного кумулятивного прироста по полосам.

Конечно, результатов полученных на двух пробных площадях недостаточно, чтобы сделать более общие выводы о реакции древесных насаждений на загрязнение атмосферы автотранспортом, и все-таки, в работе показана общая тенденция увеличения дополнительного прироста по запасу с удалением от дороги. Если интенсивность движения автотранспорта высокая, тогда эта тенденция сохраняется и в том случае, если улучшались условия произрастания (после мелиорации).

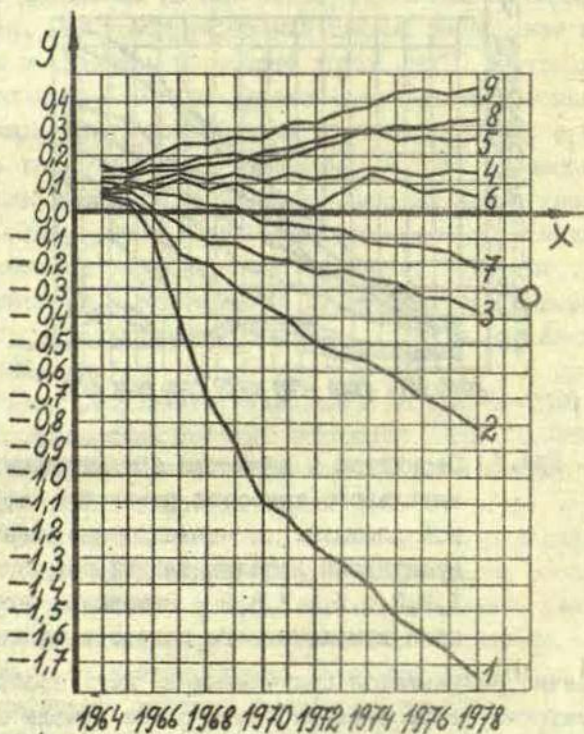


Рис. 2. Структура и динамика дополнительного кумулятивного прироста древостоя второй пробной площади (обозначения как на рис. 1).

Авторы данной статьи провели и физиологические опыты, в которых выяснялось влияние загрязнения на рост и развитие опытных растений и на содержание свинца в них. Один из опытов был поставлен в Сигулде. Растения ячменя всех вариантов выращивались в одинаковой почве, в вегетационных сосудах. В одном варианте вегетативные сосуды размещались на территории заправочной станции автомашин между бензоколонками и шоссе Рига-Псков. Во втором варианте растения выращивались на расстоянии 8 м от перекрестка дорог Рига-Псков и Сигулда-Малпилс. Растения контрольного варианта выращивались в Лигатне, т.е. около 7 километров от интенсивно используемых дорог. В конце вегетационного периода было установлено, что в обоих вариантах, в которых растения выращивались вблизи автомагистрали, содержание свинца в листьях ячменя было в 8-15 раз больше, чем в листьях контрольных растений. Колосья содержали меньше свинца, чем листья, но в условиях загрязнения содержание свинца в колосьях было приблизительно в 5 раз больше, чем у контрольных растений. У растений первых двух вариантов наблюдались изменения в процессе роста и развития. Узел кущения у них поднимался над почвой, количество стеблей увеличилось, но длина их была на 30-40% меньше, чем у контрольных растений. Количество колосьев у опытных растений уменьшено на 20-35%, зерна в них по количеству меньше или они неполноценны. Воздушно-сухой вес колосьев у этих растений на 28-37% ниже, чем у контрольных растений.

Содержание свинца определялось также в листьях и плодах яблонь, растущих по краям шоссе Сигулда-Лигатне. Повышенное содержание свинца (приблизительно в 7 раз) было установлено в листьях, но в мякоти плода содержание свинца существенно не отличалось от содержания его в плодах яблонь такого же сорта, но растущих дальше от автодороги (500-1000 м). По-видимому кожура яблок и воскообразный налет на ней задерживает поступление свинца в плоды и время от времени дождь вместе с пылью смывает его. Более высокое содержание свинца было обнаружено в сердцевине плода,

куда он, по-видимому, попадает по системе проводящих тканей из листьев или корней.

Содержание свинца определялось в растениях разных видов, растущих по краям шоссе (от 3 до 7 м) Сигулда-Турайда. Образцы брались на участке дороги от перекрестка улиц Десу-Падомью до моста через Гауя и дальше до автостоянки. По обеим сторонам дороги на этом участке находятся крутые склоны, поросшие деревьями. Это ограничивает распространение дорожных загрязнений. В летний период здесь наблюдается интенсивное движение автотранспорта, при этом с ограниченной скоростью. Контрольные образцы брались у тех же видов растений в местности с аналогичными условиями рельефа и растительности (но без шоссе) на расстоянии около 1000 м от опытного участка.

Было установлено, что листья деревьев (клена, дуба, вяза, ясеня, лещины, яблони) в условиях загрязнения содержат в 2-8 раз, а листья травянистых (подорожника, мать-и-мачехи, сныти, печеночницы, злаков) - в 2-11 раз больше свинца, чем контрольные растения. Больше всего свинца обнаружено в лещине и в подорожнике, меньше всего - в дубе и злаковых.

В другом опыте исследовалась роль полос заграждения в ограничении распространения загрязнения автотранспортом. Опыт проводился в вегетационных сосудах в одинаковой почве с растениями ячменя и моркови. Вегетационные сосуды размещались в 3-х местах. Первый вариант - в открытом месте на расстоянии 7 м от автомагистрали Рига-Таллин в районе Айнажи, второй вариант - там же, но на расстоянии около 12 м от шоссе за полосой деревьев и кустарников шириной около 2-3 м и третий вариант (контроль) - около 100 м от шоссе за полосой густого леса смешанного типа. Результаты эксперимента показывают, что деревья и кустарники задерживают распространение загрязнения. Рост и развитие растений, выращенных за полосой заграждения существенно не отличались от растений контрольного варианта, в то же время у растений, растущих перед полосой загражде-

ния (7 м от дороги), наблюдались торможения в росте и развитии (табл. I).

Таблица I
Влияние полос заграждения на рост
и развитие растений

Вариант	Ячмень		Морковь		
	Длина раст. (см)	Вес раст. (г)	Вес колосъ- ев(г)	Вес раст. (г)	Вес корне- плода(г)
7 м от дороги	56	25,2	23,1	38,8	31,6
За поло- сой за- граждения	68	28,7	27,9	45,5	37,2
100 м от дороги	70	29,3	29,5	47,2	38,3

Результаты опытов показывают, что проблема загрязнения воздуха актуальна и в нашей республике. Уже сейчас надо учитывать значение полос заграждений вдоль интенсивно используемых дорог. Деревья и кустарники задерживают распространение загрязненного воздуха на поля с сельскохозяйственными культурами и кормовыми травами. Зеленые растения не только механически задерживают распространение пыли с ядовитыми примесями, но, как известно из многочисленных работ, токсические вещества в растениях могут или разрушаться или превращаться в нетоксичные химические соединения, или депонироваться в тканях. Таким образом, очищается атмосферный воздух. Кроме этого зеленые растения вдоль дорог частично компенсируют количество кислорода в атмосфере, расходуемое проезжающим автотранспортом.

Литература

1. Автомобильная промышленность капиталистических стран в 1973-1974 гг. М.: Изд-во НИИ информации автомобильной промышленности, 1975. 272с.

2. Багдииков А.Г., Рустамов А.К. Охрана природы. М.: Колос, 1977.
3. Бондарев Л.Г. Ландшафты, металлы, человек. М.: Мысль, 1976. 72с.
4. Илькун Г.М. Загрязнители атмосферы и растений. Киев.: Наукова думка, 1978. 246с.
5. Кольковски П. Автотранспортът и замърсяването на околната среда. - Хигиена и здравеопазване, 1976, 19, №3, с. 253-259.
6. Левон Ф.М., Ковальчук Ю.Г. Изучение накопления свинца на листьях некоторых древесных и кустарниковых пород в местах интенсивного движения автотранспорта на городских улицах. - В кн.: Антропо-толерантность наземных биоценозов и прикладная экология. Таллин, 1977, с. 22-24.
7. Николаевский В.С., Мирошникова А.Т. Допустимые нормы загрязнения воздуха для растений. - Гигиена и санитария, 1974, №4, с. 16-18.
8. Оуэн О.С. Охрана природных ресурсов. М.: Колос, 1977. 416с.
9. Паттерсон К. Загрязнение внешней среды свинцом. - Гигиена и санитария, 1971, №II, с. 89-94.
10. Фельдман Ю.Г. Гигиеническая оценка автотранспорта как источника загрязнения атмосферного воздуха. М.: Знание, 1975. 159с.
11. Baumhardt G.R. Absorption by and growth of corn (*Zea mays* L.) with soil-applied lead. - J. Univ. III., 1970, p. 51.
12. Cannon H.L. Lead in Vegetation. - Geol. Surv. Profess. Pap., 1976, Nr. 957, p. 53-72.
13. Ernst R. Exposition von Indikatorpflanzen zur Erfassung komplexer Immissionswirkungen in München. - Staub-Reinhaltung Luft, 1977, 37, Nr. 12, 467-472 S.
14. Piusello N., Molinari M.T. Azione del piombo sull'accrecimento dei vegetali. - Allionia, 1973, Nr. 19, 89-96.
15. Hampp R. Über die Konzentrationen von Bleiverbindungen in Pflanzenteilen und die Wirkung des Bleijons auf physiologische und biochemische Prozesse. Diss. Dokt. München, 1973, 99 S.

16. Havre G.N., Underdal B. Lead contamination of vegetation grown close to roads.- *Acta Agricultural Scandinavica* ,1976,Nr.26, p.18-24.
17. Heichel G.H., Henkin L. Roadside Coniferous wind breaks as sinks for vehicular lead emissions.- *J. Air Poll. Contr. Assoc.* ,1976, v.26, Nr.8, p.767-770.
18. Hildebrand E.E., Blum W.E. Fixation of emitted lead by soils.- *Z. Pflanzenern. Bodenk.* ,1975, Nr.3, 279-294.
19. Hopkinson J.M., Wilson R.H., Smith B.N. Lead levels in plants.- *Naturwiss.enschaften* ,1972, v.59, Nr.9, p.421-422.
20. Lagerwerff J.V., Armiger W.H., Specht A.W. Uptake of lead by alfalfa and corn from soil and air.- *Soil Science* ,1973, v.115, Nr.6, p.455-460.
21. Lindahl R.L. Entry and movement in vegetation of Pb derived from air and soil sources.- *J. Air Poll. Contr. Assoc.* ,1976, v.26, Nr.7, p.655-660.
22. Majerus P., Denaeyer de Smets. Analyse foliaire de métaux lourds en tant qu'indicateur de pollution urbaine.- *Mem. Soc. roy. bot. Belg.* ,1974, Nr.6, 71-84.
23. Page A.L., Ganje T.J., Joshi M.S. Lead quantities in plants, soil and near some major highways in southern California.- *Hilgardia* ,1971, v.41, Nr.1, p.1-31.
24. Sommer G., Rosopulo A., Klee J. Die Bleikontamination von Pflanzen und Boden durch Kraftfahrzeugabgase. - *Zeitschr. für Pflanzenernährung und Bodenkunde* 1971, Bd.130, Nr.3, S.193-205.
25. Steubing L. Niedere und höhere Pflanzen als Indikatoren für Immissionsbelastungen.- *Landschaft und Stadt* ,1976, Bd.8, Nr.3, S.97-103.
26. Wilkins D.A. A technique for the measurement of lead tolerance in plants.- *Nature* ,1957, v.180, Nr. 4575, p.37-38.

П. П. Зедитис
Латвийский НИИЛХИ (Рига)

САМОРЕГУЛИРОВАНИЕ ИНТЕНСИВНОСТИ ИСПАРЕНИЯ ЛЕСНЫМИ ФИТОЦЕНОЗАМИ

Суммарное испарение (эвапотранспирация) с участков леса за вегетационный период составляет основную долю расходной части их водного баланса. Для определения этого показателя создано множество математических формул. В зависимости от измеренных параметров формулы можно сгруппировать по следующим методам: 1) водного баланса, 2) теплового баланса, 3) турбулентной диффузии, 4) комплексному. Основой этих формул служит общий физический закон сохранения материи и энергии, т.е. испарение рассматривается как функция влагосодержания в почвогрунте и притока-расхода энергии. Отдельные авторы пользуются упомянутыми методами в зависимости от цели исследований и их технических возможностей. Достоверность различных методов оценена многими авторами [1, 2, 3, 4] и, по их мнению, закономерности варьирования показателей испарения за короткие промежутки времени (час, сутки) более точно выявляются методом теплового баланса. Результаты, полученные этим методом, обычно используются в качестве эталона для оценки достоверности других методов. Хотя и метод теплового баланса является весьма трудоемким (особенно измерение параметров теплотока), он дает в 1,5-2,5 раза более точные результаты чем другие методы, например, турбулентной диффузии [5]. За более продолжительные периоды наблюдений, влияние случайных ошибок уменьшается и многие методы дают близкие результаты.

Во всех формулах, созданных для математического моделирования процесса испарения, в основном учитывается физическая сторона этого процесса. Роль биоценоза в этих фор-

мулах частично учитывается только косвенно или совсем не учитывается. Однако, оценка точности одного метода путем сопоставления результатов, полученных этим методом, с результатами, полученными другим (эталонным) методом, возможна только тогда, если методы применены не только на одном и том же объекте в одинаковых метеорологических условиях, но и в одно и то же время.

Общей закономерностью суммарного испарения (ET) с наземного биогеоценоза является то, что оно определяется как функция трех переменных, $ET = f(E_0, W, B)$, первая из которых - E_0 в основном характеризует энергетическую сторону испарения, т.е. приток энергии, необходимый как для фазового превращения воды, так и для отвода пара от испаряющей поверхности. Показатель W характеризует влагообеспеченность почвы. Во всех наземных биогеоценозах тесно связан с третьим переменным B - структурой биоценоза (фитоценоза). Это означает, что энергетические ресурсы для испарения зависят не только от притока энергии, но и от способности фитоценоза использовать приходящую энергию.

В климатологии и гидрологии функция $ET(E_0, B)$ при $W = W_{max}$ рассматривается как испаряемость. По своей сущности испаряемость является частным случаем испарения. Она интерпретируется как испарение с определенного биогеоценоза с неограниченным водоснабжением, где приток воды к испаряющей поверхности происходит без потери тепловой энергии. По этим ограничениям видно, что испаряемость понимается как сравнительно абстрактный показатель. Помимо того, что неограниченный и "бесплатный" приток воды к испаряющей поверхности в естественных условиях возможен только в редких случаях (сразу после дождя), значительные неточности в определении испаряемости вносит именно биологическая составляющая - фитоценоз. Эти обстоятельства ограничивают применение показателей испаряемости при оценке как водных ресурсов, так и возможностей заболачивания определенной территории.

Во многих фитоценозах основную часть суммарного испарения - на верховых болотах до 90% [1] - составляет транспирация. Физическую основу как транспирации, так и суммарного испарения создает приток энергии и влаги, однако на нее совершенно определенное влияние оказывает биологические свойства фитоценоза. Поэтому вполне обоснованно, что для оценки энергетической стороны испарения все чаще применяется показатель интенсивности испарения с открытой водной поверхности. Несмотря на некоторые неточности, вызванные т. н. оазисным эффектом, испарение с водоиспарительного бассейна определенной поверхности (20 м^2) служит хорошим показателем испаряемости в различных климатических условиях. То обстоятельство, что испарение с конкретных биогеоценозов значительно отличается в одну или другую сторону от испарения с водной поверхности, существенно не уменьшает полезность этого показателя. Тем более этот показатель с достаточной надежностью можно сравнительно легко вычислить по данным сетевых метеостанций [6].

Колебания показателей суммарного испарения с определенного наземного биогеоценоза в посезонном разрезе достаточно четко детерминируются параметрами метеорологических условий: в теплые и дождливые сезоны всегда испаряется больше воды, чем в прохладные и засушливые. Однако показатели эвапотранспирации за периоды времени меньше года во многом определяются как фенологическим состоянием растительного покрова, так и морфологически незаметными свойствами саморегулирования интенсивности протекания физиологических процессов. Роль фенологического состояния на испарение наглядно иллюстрирует следующий пример. На испарение 1 мм воды с болотных фитоценозов при одинаковом увлажнении почвы весной теряется энергии в 1,8 раза, а осенью в 3,7 раза больше, чем в летние месяцы [1].

При математическом моделировании процесса эвапотранспирации в среднемесечном разрезе влияние фенологического состояния фитоценоза можно отражать поправочными коэффициентами. Гораздо сложнее дело обстоит с выявлением роли само-

регулирования при изучении закономерностей эвапотранспирации в суточном и тем более - часовом разрезе. Помимо некоторых неточностей измерения физических параметров, дисперсия показателей испарения безусловно возрастает и под влиянием саморегулирования лесонасаждениями интенсивности протекания физиологических процессов. Функционирование биологических систем в принципе не поддается жесткому детерминированию [7]. Стохастичность показателей является не только субъективной характеристикой биологических явлений, связанной с неточностями учета и измерения параметров всех факторов, влияющих на это явление, но и реальным, объективным свойством биологических систем, определяющимся спецификой их организации. Это означает, что повышенная точность измерения физических параметров еще не создает основу однозначного определения испарения за короткие промежутки времени. Некоторая часть дисперсии показателей испарения всегда связана с саморегулированием биологических систем.

Цель данной работы заключается в выявлении доли саморегулирования насаждениями суммарного испарения с осушенных лесов.

Удельный вес саморегулирования можно оценить методами дисперсионного и регрессионного анализов. Дисперсионный анализ с успехом применяется, например, в исследованиях влияния наследственности (самодетерминации) на поведение отдельных особей или их популяций в определенных экологических условиях [8]. Применение дисперсионного анализа в лесогидрологических исследованиях, где нередко анализируется временный ряд показателей испарения с небольшого числа или даже отдельных объектов, ограничено. Увеличение числа изучаемых объектов связано с неточностями в оценке роли их пространственной гетерогенности. Поэтому для выявления удельного веса саморегулирования фитоценозом процесса испарения с определенных объектов целесообразно пользоваться методом множественного регрессионного анализа. Основная сложность применения этого метода заключается в выборе важнейших факторов, лимитирующих испарение, и в

точности измерения их параметров.

Располагая сравнительно длинным рядом (13 лет) стационарных наблюдений за водным балансом осушенного торфяного сосняка черничника на двух водосборных площадях, мы изучали закономерности варьирования показателей эвапотранспирации в месячном и сезонном разрезах. Показатели испарения вычислены как остаточный член из уравнения водного баланса. Их посезонное варьирование сравнительно четко детерминируется испаряемостью E_0 (испарение с бассейна 20 м^2) и влагообеспеченностью $W = W_0 + a_0$, где W_0 - влагосодержание в слое почвогрунта мощностью I м в начале периода и a_0 - осадки за вегетационный период (май-октябрь). Высокий коэффициент множественной корреляции $R = 0,98$ при $n = 26$ полностью подтверждает справедливость ранее отмеченной функциональной зависимости $ET(E_0, W)$ при $B = \text{конст.}$

Зависимость суммарного испарения от упомянутых переменных аппроксимирована как парабола второй степени. Коэффициент множественной детерминации за вегетационный период $R^2 = 0,96$ в дальнейших расчетах использовался в качестве эталона, с которым сопоставлялись коэффициенты множественной детерминации испарения за отдельные месяцы. Показатели удельного веса саморегулирования D вычислены по формуле $D = I - \frac{R_i^2}{R^2}$, где R_i^2 - коэффициент множественной детерминации испарения в i -ом месяце.

С целью элиминирования влияния на испарение как фенологического состояния фитоценоза, так и различий в притоке энергии по отдельным месяцам все переменные величины нормированы следующим образом: $X_i = \frac{X_i - \bar{X}}{s}$, где X_i - фактические измерения параметра, \bar{X} - арифметическое среднее, s - стандартное отклонение выборочной совокупности.

Уместно отметить, что на изученных водосборных площадях основным источником случайных ошибок, увеличивающих дисперсию показателей испарения, является определение влагозапасов в почвогрунте. Чем короче изученный период и чем меньше показатели приходной и расходной частей вод-

ного баланса, тем больше относительная ошибка показателей испарения, вызванная неточностями определения влагозапасов в почвогрунте. О незначительном влиянии случайных ошибок на результаты наших измерений свидетельствует сравнительно сглаженная кривая, иллюстрирующая варьирование удельного веса саморегулирования по месяцам в течение вегетационного периода (рис. I).

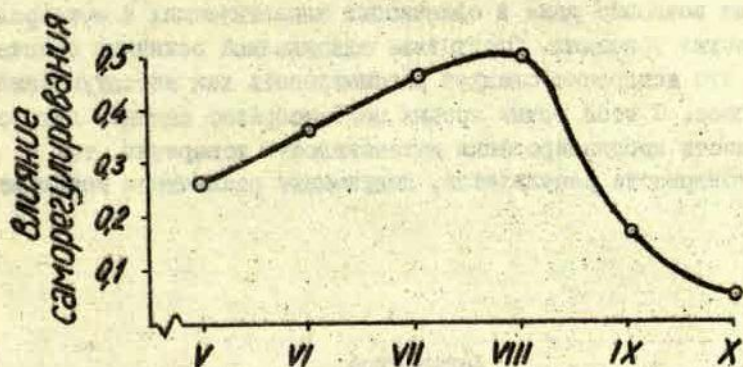


Рис. I. Относительная часть дисперсии показателей интенсивности испарения, обусловленная влиянием саморегулирования лесонасаждениями этого процесса.

Самые большие значения (0,46-0,50) показатель D имеет в июле и августе. Это означает, что в период интенсивного протекания физиологических процессов, фактические величи-

ны испарения могут значительно отличаться от показателей, вычисленных из уравнений, в которых как независимые переменные входят только физические параметры притока энергии и влаги. Почти половина дисперсии показателей испарения летом связана со свойствами саморегулирования лесонасаждениями этого процесса. Зато в сентябре и, тем более, в октябре, когда активность физиологических процессов значительно понижается, показатели испарения сравнительно четко детерминируются упомянутыми физическими параметрами ($D = 0,05-0,17$).

Эти результаты подтверждают, что невозможна жесткая детерминация процесса испарения с лесных биогеоценозов. Варьирование в сравнительно широких пределах показателей испарения и, тем более, транспирации определенного лесонасаждения возможно даже в одинаковых климатических и метеорологических условиях. Отсутствие однозначной величины означает, что испарение следует рассматривать как вероятностный процесс. С этой точки зрения целесообразно оценить как возможности прогнозирования интенсивности испарения, так и достоверность результатов, полученных различными методами.

Литература

1. Романов В.В. Испарение с болот Европейской территории СССР. Л.: Гидрометеиздат, 1962. 228с.
2. Зубенок Л.И. Испарение на континентах. Л.: Гидрометеиздат, 1976. 264с.
3. Федоров С.Ф. Исследование элементов водного баланса в лесной зоне Европейской территории СССР. Л.: Гидрометеиздат, 1977. 264с.
4. Item H. Ein Modell für den Wasserhaushalt eines Laubwaldes. - Mitteilung der Eidgenössischen Anstalt für das forstliche Versuchswesen. Bd. 50, H. 3, 1974, S. 137-331.

5. Струвар Л.Р., Русин Н.П. Сравнение различных методов определения испарения с сельскохозяйственных полей. - Труды ГТИ, 1956, вып. 57, с. 93-124.
6. Константинов А.Р. Испарение в природе. Л.: Гидрометеоиздат, 1968, 531с.
7. Вишаренко В.С. Детерминация в биологических процессах. Л.: Наука, 1976, 87с.
8. Мауринь А.М., Ушинский В.И. Критерий выбора методического подхода в биоэкологическом прогнозировании. - В кн.: Моделирование и прогнозирование в экологии. Рига, 1978, с. 22-28.

А. Я. Скудра, Г. Е. Поспелова
ЛГУ им. П. Стучки (Рига)

РЕАКЦИЯ ДРЕВОСТОЯ НА СОВМЕЩНОЕ
ВОЗДЕЙСТВИЕ ОСУШЕНИЯ И РУБОК
УХОДА

Изучая реакцию древостоя после устройства организованного насаждения, мы установили, что после сильного прореживания (прокладка технологических коридоров с одновременным проведением рубки ухода в зонах между коридорами) ответная реакция древостоя характеризуется тремя этапами [1]. На первом этапе, включающем первые три года после рубки, реакция древостоя является отрицательной. Насаждение в это время переживает депрессию, которая наиболее ярко выражается на втором году после разреживания. Начиная с третьего года происходит увеличение текущего дополнительного прироста, максимум которого достигается на пятом-шестом году после рубки. Потом начинается снижение текущего дополнительного прироста и уже на восьмом году после рубки достигается нулевой уровень этого показателя. Этот второй этап характеризуется интенсивным истощением внутренних резервов насаждения, в результате чего наступает третий период, во время которого существенная положительная реакция деревьев не наблюдается. Описанная динамика реакции древостоя убедительно показывает целесообразность повторного проведения лесохозяйственных мероприятий на шестом-седьмом году после рубки ухода.

В связи с этим возникает задача исследовать реакцию древостоя после осуществления второго дополнительного мероприятия. Для решения этой задачи нами исследовалась реакция древостоя после осушения с последующей рубкой ухода, что часто осуществляется в практике лесного хозяйства. Исследования проводились по методике, позволяющей однознач-

но оценить особенности динамики реакции древостоя независимо от числа и характера проведенных мероприятий [1].

Эмпирический материал собирался в ноябре 1978 года на территории стационара "Весетниеки" научно-производственного объединения "Силава" в 60-летнем сосняке-тростниковом осушенном. Осушение здесь проводилось в 1962 году и на шестой год после осушения произведена рубка ухода сильной интенсивностью. На данной территории была заложена пробная площадь размером 60x130 м. Площадь занимала расстояние между двумя рядами дренажных труб, расположенными друг от друга в 60 метрах. Площадь разделена на двухметровые полосы, в каждой произведен сплошной пересчет деревьев, буровом Пресслера взяты образцы древесины для определения дополнительного прироста по запасу, измерена высота и диаметр 15 деревьев для конструирования кривой высоты, а также диаметры всех пней, диаметры стволов на высоте пня и на высоте груди у 15-20 деревьев.

Возраст древостоя во время осушения - 45 лет, состав 5С5Б, средняя высота - 5,6 м, средний диаметр - 11,5 см, бонитет ниже У класса. Перед осушением на данном участке было болото, в котором толщина торфяного слоя больше двух метров. После осушения резко улучшился гидрологический режим почвы. После вырубki всех деревьев березы сумма поперечного сечения оставшейся части древостоя была $7,0 \text{ м}^2/\text{га}$. В 1978 г., т.е. во время сбора эмпирического материала, сумма поперечного сечения уже была $16,5 \text{ м}^2/\text{га}$, средняя высота - 13,5 м, средний диаметр - 18 см. Следовательно, после осушения и рубки действительно улучшились условия произрастания данного древостоя. Это подтверждают и наши исследования о динамике текущего дополнительного прироста после осуществления двух лесохозяйственных мероприятий (рис. 1).

Как видно на рисунке 1, на второй год после осушения текущий дополнительный прирост по запасу уменьшился до $0,15 \text{ м}^3/\text{м}^2$ поперечного сечения, потом заметно стремительное увеличение этого показателя до $1,3 \text{ м}^3/\text{м}^2$ поперечного

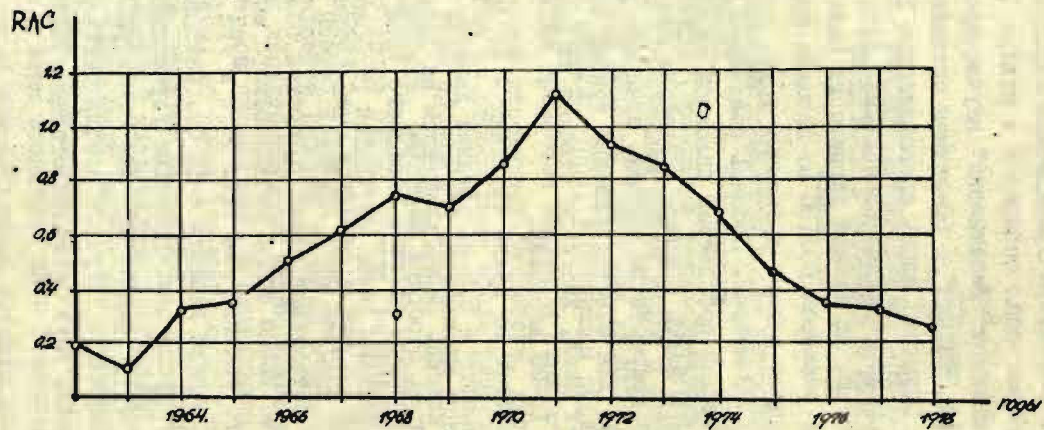


Рис. I. Динамика текущего дополнительного прироста:
 RAC - текущий дополнительный прирост по запасу,
 $\text{м}^3/\text{м}^2$ за год.

сечения на десятом году после осушения. Затем значение текущего дополнительного прироста по запасу уменьшилось и в 1978 году было $0,27 \text{ м}^3/\text{м}^2$ поперечного сечения. Хотя текущий дополнительный прирост по запасу уменьшился, значение накопленного дополнительного прироста довольно высокое - $6,42 \text{ м}^3/\text{м}^2$ поперечного сечения в 1978 году.

Кривая на рис. I изображает динамику развития древостоя в течение 17-летнего периода, который включает в себя и II-летний интервал времени, в котором происходит совместное воздействие двух лесохозяйственных мероприятий - осушения и рубки. В 1969 году, т.е. на втором году после рубки, значение текущего дополнительного прироста по запасу уменьшилось с $0,77$ в 1968 г. до $0,70 \text{ м}^3/\text{м}^2$ поперечного сечения, потом резко увеличилось до $1,13 \text{ м}^3/\text{м}^2$ в 1971 г. (т.е.

на четвертый год после рубки), при том значительно быстрее чем после осушения. В этом случае проявляется положительное влияние рубки, произведенной на шестой год после осушения. На седьмой год после рубки значение текущего дополнительного прироста по запасу уменьшилось до $0,46 \text{ м}^3/\text{м}^2$ поперечного сечения. Однако это происходит не так резко, как было отмечено в предыдущих исследованиях по влиянию только одного лесохозяйственного мероприятия - рубки ухода. Очевидно в этот период уменьшилось положительное влияние рубки и далее продолжалось только влияние осушения.

В результате наших исследований следует отметить, что реакция древостоя на два лесохозяйственных мероприятия подобна той, которая отмечается при воздействии только одного мероприятия (рубка, произведенная на 6-7 год после осушения). На данной территории рубка была произведена с большой интенсивностью и в этих условиях она оказалась оправданной, поскольку текущий прирост по запасу оставшегося соснового древостоя повысился.

Литература

- I. Лиена И.Я., Дрике А.Я. Оценка реакции древостоя после устройства организованного насаждения. - В кн.: Моделирование и прогнозирование в экологии. Рига, 1978, с. 59-73.

Л. Я. Рате

ЛПИ им. В. Лациса (Лиепая)

ВЛИЯНИЕ ЭКОЛОГИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА УРОЖАЙ БИОМАССЫ СИЛЬФИИ ПРОНЗЕННОЛИСТНОЙ

Одной из важнейших предпосылок развития животноводства и повышения его продуктивности является постоянное увеличение кормовой базы. Это достигается, с одной стороны, повышением урожайности традиционных кормовых культур, с другой стороны, интродукцией новых, ценных в кормовом отношении и высокоурожайных видов.

Большой интерес в этом отношении представляет интродукция перспективного североамериканского растения сильфии пронзеннолистной (*Silphium perfoliatum* L.). Зеленая масса этого растения используется на силос, травяную муку и зеленую подкормку при стойловом содержании скота. Экономическая эффективность этой кормовой культуры очень высока: как многолетник она дает укосы зеленой массы в течение 15 и более лет. Сильфия представляет также определенный интерес как декоративное, медоносное и лекарственное растение.

Однако для широкого внедрения в культуру этого хозяйственно-ценного растения необходимы предварительные исследования его эколого-биологических свойств. Такие исследования были начаты нами в 1972 году в совхозе "Ница" Лиепайского района Латвийской ССР. Часть результатов этих исследований излагается в данной статье.

Общезвестно, что система агротехнических мероприятий должна основываться на знании экологических требований культурных растений. Как показали исследования Ф. Куперман [1], И. Лиепя, Х. Маурини, Г. Пospelовой [2] и других авторов, реакция на воздействие одних и тех же экологических факторов меняется в течение не только онтогенеза, но и вегетационного периода. Поэтому мы задались целью исследовать

динамику влияния экологических факторов на урожай зеленой массы сивльфии. Для этого использовалась методика определения активных периодов воздействия экологических факторов, разработанная на кафедре ботаники Биологического факультета Латвийского государственного университета им. П. Стучки [3]. Эта методика основывается на определении зависимости между метеорологическими факторами и биомассой. Модельным объектом наших исследований была сивльфия пронзеннолистная, интродуцируемая на территории Латвийской ССР. Исходя из литературных данных [4, 5, 6] для анализа мы выбрали те факторы, комплексное воздействие которых влияет существенно на рост и развитие сивльфии. В работе изучалось влияние следующих метеорологических показателей: средняя за декаду температура воздуха, $t^{\circ}\text{C}$; абсолютная максимальная и абсолютная минимальная температуры воздуха, $t^{\circ}\text{C}$; средняя за декаду относительная влажность воздуха, %; средний за декаду максимальный дефицит влажности воздуха в мб и сумма осадков за декаду в мм. Использовались таблицы метеонаблюдений ТСХ-1 по метеостанции г. Лиепая Латвийской ССР. Вычисления проводились на ЭВМ СБ-415 по программе CORREL-II, разработанной на кафедре ботаники ЛГУ им. П. Стучки.

Урожай биомассы сивльфии учитывался в течение пяти лет с 1974 по 1978 гг. Вес зеленой массы с пересчетом на гектар определялся после скашивания в фазе бутонизации (вторая декада июля) и отавы (вторая декада сентября) на участке с междурядьями в 45 см, 70 см и 90 см. Влияние экологических факторов исследовалось с июля предшествующего года по вторую декаду июля текущего года для фазы бутонизации сивльфии, а с июля предшествующего года по вторую декаду сентября текущего года для отавы. При исследовании влияния экологических факторов на урожай биомассы сивльфии нами была обнаружена существенная неравномерность эффекта воздействия одного и того же фактора на результативный биологический показатель.

Для выделения активных периодов изучаемых факторов период исследования (13 месяцев для бутонизации и 15 месяцев

для отавы) расчленялся на декады. Объединяя эти интервалы в системе декартовых координат, где осью абсцисс является время, а осью ординат — величина коэффициента корреляции между урожаем биомассы и показателями экологических факторов, мы составили схему хронологической смены активных периодов. За активные периоды принимались интервалы времени, когда величина коэффициента корреляции между параметром экологического фактора и урожаем биомассы по модулю превышала критическое значение $r_{\alpha; n}$ при $\alpha = 0,10$, $n = 5$ ($r_{0,10; 5} = 0,82$).

На рис. I, в качестве примера, показано изменение величины коэффициента корреляции между количественным значением относительной влажности и урожаем биомассы сильфии в варианте опыта посева с междурядьями в 45 см, скошенной в фазе бутонизации (I). Прерывистой линией (2) обозначен критический уровень коэффициента корреляции $r_{0,10; 5} = \pm 0,82$. На оси абсцисс утолщенной линией выделены активные периоды воздействия фактора (3) в первой декаде августа ($r = -0,86$), в первой декаде октября ($r = -0,85$) и в первой декаде марта ($r = -0,91$).

Влияние экологических факторов на урожай зеленой массы в фазе бутонизации исследовалось за период с июля предшествующего года по вторую декаду июля текущего года в вариантах посева сильфии с междурядьями 45 см, 70 см и 90 см. Во всех трех вариантах по способам посева во второй декаде июля предшествующего года наблюдаются активные периоды отрицательного воздействия относительной влажности ($r_{0,95} = -0,89$; $r_{0,70} = -0,92$; $r_{0,90} = -0,91$) и во второй и третьей декадах июля активные периоды положительного влияния средней температуры воздуха ($r_{0,95} = 0,82$; $r_{0,70} = 0,89$; $r_{0,90} = 0,84$). Во втором и третьем варианте по способам посева во второй декаде июля отмечается существенное отрицательное влияние суммы осадков ($r_{0,70} = -0,94$; $r_{0,90} = -0,86$). В этот период развития растения проходит II этап органогенеза, заложение почек возобновления. По данным Ф. Куперман [7] для благоприятного прохождения многолетниками II этапа требуется

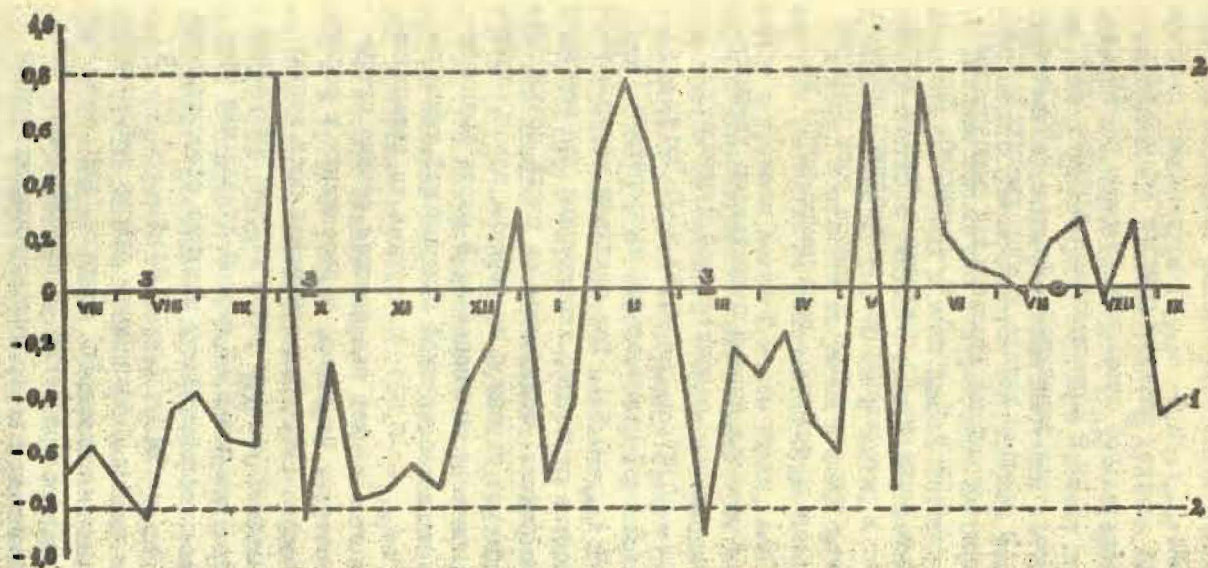


Рис. 1. Изменение значений коэффициента корреляции между урожаем отавы сальфии и относительной влажностью воздуха за период с июля предшествующего года по сентябрь текущего года:

- 1- эмпирическое значение коэффициента корреляции;
- 2 - критическое значение коэффициента корреляции;
- 3- активный период воздействия изучаемого фактора.

сухая и теплая погода.

В первой и второй декадах октября отмечается отрицательное влияние относительной влажности: $\tau_{(0,95)} = -0,90$; $\tau_{(0,70)} = -0,82$; $\tau_{(0,90)} = -0,89$ и положительное влияние дефицита влажности во всех трех вариантах: $\tau_{(0,95)} = 0,88$; $\tau_{(0,70)} = 0,98$ и $\tau_{(0,90)} = 0,94$. В третьей декаде ноября увеличивается отрицательное влияние абсолютной минимальной температуры: $\tau_{(0,45)} = -0,87$ и $\tau_{(0,70)} = -0,89$ и $\tau_{(0,90)} = -0,90$. Очевидно, при избыточном увлажнении растение не прекращает своего роста в октябре, что ведет к повреждению его ноябрьскими морозами. Нами наблюдалось, что в октябре и ноябре рост розетки листьев не прекращался до тех пор, пока температура не опускалась ниже -5°C .

В первой и второй декадах января существенно увеличивается отрицательное влияние положительной температуры как средней ($\tau_{(0,95)} = -0,93$; $\tau_{(0,70)} = -0,83$ и $-0,95$; $\tau_{(0,90)} = -0,91$), так и абсолютной максимальной температуры ($\tau_{(0,95)} = -0,82$; $\tau_{(0,70)} = -0,87$; $\tau_{(0,90)} = -0,93$). Под влиянием неустойчивой погоды в январе (частые оттепели, характерные для морского климата Лиепайского района) обнажаются от снега почки возобновления и провоцируют их выход из периода покоя, поэтому они страдают от последующих морозов. В марте выявляется отрицательное влияние абсолютной минимальной температуры ($\tau_{(0,70)} = -0,89$ и $\tau_{(0,90)} = -0,88$), следующей за потеплением. Отрицательно в этот период сказываются резкие суточные перепады температуры. Например, в бесснежную и солнечную первую декаду марта 1974 года отмечался рост первых листьев розетки сальфии, которые затем сильно пострадали от понижения температуры ночью. В первой декаде мая существенно увеличилось положительное влияние относительной влажности воздуха: $\tau_{(0,95)} = 0,94$; $\tau_{(0,70)} = 0,84$; $\tau_{(0,90)} = 0,87$. В мае по многолетним данным в Лиепайском районе наблюдается наименьшая относительная влажность воздуха, что замедляет процессы роста и развития растений. В первой декаде июня в I варианте увеличивается положительное влияние суммы осадков ($\tau_{(0,95)} = 0,89$). В третьей декаде июня во втором и

третьем вариантах опыта существенно отрицательное влияние средней температуры ($r_{(0,70)} = -0,85$; $r_{(0,90)} = -0,85$) и во втором - максимальной температуры ($r_{(0,70)} = -0,82$) и отрицательное влияние дефицита влажности ($r_{(0,70)} = -0,83$). В третьей декаде июня в солнечную и ветреную погоду в 1974, 1975 и 1976 годах наблюдалось увядание листьев, особенно нижних. В этот период увеличивается потребность растений во влаге.

Влияние экологических факторов на биомассу отавы исследовалось за период с июля предшествующего года по вторую декаду сентября текущего года в вариантах посева силфи с междурядьями 45 см, 70 см и 90 см.

В июле, в отличие от укуса в фазу бутонизации, у большинства факторов не отмечается существенной корреляционной связи с урожаем зеленой массы отавы, а в первой декаде ноября предшествующего года во всех трех вариантах по способам посева наблюдаются активные периоды отрицательного воздействия средней температуры ($r_{(0,75)} = -0,82$; $r_{(0,70)} = -0,85$; $r_{(0,90)} = -0,86$), а в первой и второй декадах - отрицательного воздействия абсолютной максимальной температуры ($r_{(0,75)} = -0,90$; $r_{(0,70)} = -0,83$ и $-0,90$; $r_{(0,90)} = -0,87$ и $-0,86$) и в третьей декаде - отрицательного воздействия дефицита влажности ($r_{(0,75)} = -0,83$; $r_{(0,70)} = -0,90$ и $r_{(0,90)} = -0,85$). Это говорит о том, что на урожай зеленой массы отавы, также как и на урожай зеленой массы в фазе бутонизации, отрицательно влияют ноябрьские морозы.

Во второй декаде февраля текущего года во всех вариантах и в третьей декаде во втором и третьем вариантах опыта отмечается положительное влияние абсолютной минимальной температуры ($r_{(0,75)} = 0,86$; $r_{(0,70)} = 0,89$ и $0,87$; $r_{(0,90)} = 0,90$ и $0,88$). Очевидно, устойчивая холодная погода в феврале предотвращает пробуждение почек возобновления от зимнего покоя и повреждение их морозами. На урожай зеленой массы отавы так же, как на урожай зеленой массы в фазе бутонизации, отрицательно влияет абсолютная минимальная температура в первой декаде марта, однако это влияние менее существенно. Существенным в этот период оказалось положи-

тельное влияние дефицита влажности ($r_{(a,vs)}=0,95$; $r_{(a,70)}=0,96$ и $r_{(a,90)}=0,94$) и в третью декаду - отрицательное влияние суммы осадков ($r_{(a,vs)}=-0,94$; $r_{(a,70)}=-0,87$; $r_{(a,90)}=-0,87$). Растения в марте страдают от избыточного переувлажнения и холода. В третьей декаде мая увеличивается положительное влияние относительной влажности ($r_{(a,70)}=0,88$; $r_{(a,90)}=0,88$) и во втором варианте - отрицательное влияние абсолютной максимальной температуры ($r_{(a,70)}=-0,83$). Это свидетельствует о том, что в этот период растения страдают от засухи, как уже отмечалось выше, для растений, скашиваемых в фазу бутонизации. В третьей декаде августа отмечается отрицательное влияние суммы осадков, особенно во втором варианте ($r_{(a,vs)}=-0,80$; $r_{(a,70)}=-0,82$ и $r_{(a,90)}=-0,79$) в в третьем варианте положительное влияние средней температуры ($r_{(a,90)}=0,87$). В этот период влияние упомянутых экологических факторов оказывается сходным с их влиянием в марте на урожай зеленой массы в фазу бутонизации. Это можно объяснить сходными процессами в формировании зеленой массы сивльфии. Как в марте, так и после июльского укоса из спящих почек образуются розетки листьев и затем происходит интенсивный рост. Такой вывод подтверждается и данными биомассы отавы: после дождливого августа 1978 года урожай зеленой массы отавы был 121 ц/га, а после оптимального количества осадков и теплой погоды в августе 1974 г. - 418 ц/га.

Анализ результатов наших исследований показывает, что активные периоды, выявленные с помощью математической модели, совпадают по срокам с выявленными фенологическими наблюдениями, при этом выделяются факторы, благоприятно (положительно) или неблагоприятно (отрицательно) действующие на урожай биомассы сивльфии пронзеннолистной.

Сравнительный анализ эффекта влияния существенно воздействующих экологических факторов на урожай зеленой массы сивльфии укоса в период бутонизации и отавы обнаруживает сходные по времени активные периоды воздействия этих факторов. Такие активные периоды выявлены в июле и октябре-ноябре предшествующего года, а также в январе-феврале,

марте, июне и августе (для отавы) текущего года. Разработанная нами хронологическая схема смены активных периодов воздействия экологических факторов на урожай зеленой массы силфи наглядно показывает периоды несоответствия требований растения параметрам этих факторов. Устранение этого несоответствия возможно путем агротехники и селекции, что обеспечит высокие и устойчивые урожаи этой ценной кормовой культуры.

При выполнении данной работы автор консультировалась у профессора А.М.Мауриня и доцента Г.Е.Поспеловой, за что им искренне признательна.

Литература

1. Биологический контроль в сельском хозяйстве. (под редакцией Ф.М.Куперман). М.:Изд-во МГУ, 1962, 273с.
2. Лица И.Я., Мауриня Х.А., Поспелова Г.Е. Использование математической модели для определения влияния некоторых факторов внешней среды на развитие кукурузы.- В кн.: Рефераты докладов на Всесоюзном симпозиуме по изучению морфологических основ онтогенеза высших травянистых растений (г.Ставрополь).М., 1970, с.55-56.
3. Лица И.Я. Методика составления хронологической схемы активных периодов влияния факторов воздействия. - В кн.: Ель и ельники Латвии. Рига.:Зинатне, 1975, с.152-159.
4. Грицак З.И. Новое многолетнее кормовое растение - силфия пронзеннолистная.- В кн.: Новые кормово-силосные растения. Минск, 1965, с.86-93.
5. Лоптева Е.А. Опыт выращивания силфии пронзеннолистной на силос в Вологодской области.- В кн.: Пятый симпозиум по новым силосным растениям. Л., 1970, ч. I, с. II7.
6. Карпенко А. П. Силфия пронзеннолистная в Ворошиловградской области.- В кн.: Пятый симпозиум по новым силосным растениям. Л., 1970, ч. I, с. II5-II6.
7. Куперман Ф.М. Морфология растений. М.:Высшая школа, 1973.

В. А. Балодис, Т. А. Кузнецова
ЛГУ им. П. Стучки (Рига)

МЕТОД ВЫЯВЛЕНИЯ ВЫПАДАЮЩИХ ГОДИЧНЫХ КОЛЕЦ ДРЕВЕСИНЫ

Явление отсутствия деления камбиальных клеток у отдельных деревьев в годы с неблагоприятными для радиального роста климатическими условиями хорошо известно дендрохронологам. На возможность выявления отдельных годичных колец древесины обратил внимание уже основоположник дендрохронологии А. Э. Дугласс. В экстремальных для роста деревьев условиях, количество выпадающих годичных колец может достигать значительных величин. Так, в частности, на полярной границе леса у лиственницы даурской выпадает в среднем около 3% колец, а у отдельных деревьев отсутствует до 9% колец. Кроме того пропуск отдельных узких годичных колец возможен в результате некачественного измерения образцов. Наличие выпадающих или пропущенных при измерении годичных колец приводит, если пренебречь этими явлениями, к грубым ошибкам при составлении дендрошкал [1].

В исследованиях, в которых проводится лесотаксационный или экологический анализ хода роста деревьев, выпавшие годичные кольца, как правило, не учитываются, так как отсутствие отдельных годичных колец в результатах измерений существенно не изменяет характер зависимости от времени усредненных для пробной площади величин радиального прироста. Тем не менее, учет в лесогосаждении доли деревьев, у которых в данном вегетационном периоде не происходит радиальный прирост древесины, может служить одним из критериев при определении состояния древостоя. Так, например, при сильном давлении вредных антропогенных факторов (загрязненность воздуха эмиссионными газами, вытаптывание лесонасаждений и т.п.) следует ожидать увеличение по сравнению с нормой количества деревьев с выпавшими годичными

кольцами. Учет вегетационных периодов с увеличенной долей выпавших годовичных колец может также оказаться полезным при выявлении наиболее неблагоприятных для радиального роста древесины сочетаний внешних факторов среды.

Выпавшие годовичные кольца в образцах древесины выявляются при помощи метода перекрестного датирования. Этот метод был разработан в начале нынешнего столетия и до сих пор является основным методом для точной датировки годовичных колец. Применение этого метода в экологических исследованиях стало реальным в последние десятилетия, когда были разработаны программы для ЭВМ [2,3,4], которые обеспечивают возможность анализа большого количества образцов и снижает долю субъективных заключений при датировке годовичных колец. Ввиду длительного периода камеральных работ и большой трудоемкости, метод перекрестного датирования мало пригоден в случаях, когда необходимо быстрое определение доли выпадающих годовичных колец текущего вегетационного периода для большого количества пробных площадей. Для подобных случаев мы предлагаем простой метод выявления наличия радиального прироста древесины в текущем вегетационном периоде.

Метод основывается на использовании отличий по содержанию характерных высокомолекулярных соединений в зрелых клетках коры и древесины, меристематических и незрелых клетках. После деления клеток камбия проходит определенный промежуток времени, пока вновь возникшие клетки ксилемы достигают зрелости. В частности, молодые клетки древесины, так же как и клетки камбия, не имеют лигнифицированных клеточных оболочек и лигнификация начинается лишь несколько месяцев после возникновения клеток. Для клеток флоэмы в свою очередь, в отличие от клеток меристемы и ксилемы, характерно наличие дубильных веществ [5]. Следовательно, если гистологически окрасить образцы на выявление лигнина и дубильных веществ, неокрашенными останутся лишь клетки, возникшие в текущем вегетационном периоде, и камбиальные клетки. Чем больше текущий при-

рост, тем шире должна быть неокрашенная полоса клеток в образце. Об отсутствии радиального прироста текущего года в образце должна свидетельствовать узкая неокрашенная полоса одних лишь клеток камбия.

Для практической реализации изложенных принципов метода следовало решить следующие задачи: 1) подобрать наиболее подходящую гистологическую методику, позволяющую специфически и ярко окрасить лигнины и дубильные вещества в полевых условиях и обеспечивающую достаточно продолжительную сохранность взятых образцов в случае необходимости их камерального анализа; 2) выяснить наиболее оптимальные сроки взятия проб, обеспечивающие наибольшую ширину неокрашенной полосы клеток в случаях наличия радиального прироста; 3) выяснить закономерности преимущественной ориентации по сторонам света выпадающих участков неполных годовичных колец с целью обеспечить наибольшую чувствительность метода.

Методика гистологического окрашивания образцов апробирована на деревьях сосны обыкновенной (*Pinus silvestris* L.), Предварительное обследование показывает также применимость метода для изучения деревьев *Picea abies* (Mill.) Karst., *Betula pubescens* Ehrh., *Betula pendula* Rth., *Tilia cordata* Mill. Образцы для исследования берутся буравом Пресслера и должны содержать, наряду с корой и камбием, небольшой слой зрелой древесины. Сразу после взятия образцы погружаются в раствор для их фиксации и окрашивания дубильных веществ. Состав раствора - формалин-10мл, дистиллированная вода - 90 мл, железо сернокислое, $Fe_2(SO_4)_3$ - 2г. Этот раствор может быть приготовлен в любое время перед началом работ, так как его свойства при хранении не меняются. Не обнаружено нами также изменение свойств образцов, сохраненных в этом растворе - интенсивность окраски дубильных веществ и ширина неокрашенной полосы не изменялись при хранении в течение 18 месяцев.

После фиксации и окрашивания дубильных веществ проводится промывка образцов. Для промывки образцы погружаются в водопроводную воду. Цель промывки - удаление формальдеги-

да из образцов. В случае недостаточной промывки при дальнейшем окрашивании образцов для выявления лигнина, формальдегид в присутствии соляной кислоты дает с дубильными веществами желтые осадки, которые затрудняют исследование образцов. Результатом слишком продолжительного промывания образцов является ослабевание окраски дубильных веществ. Оптимальная продолжительность промывки - 30 минут.

После промывки образцы погружаются в насыщенный раствор фтороглюцина в 20% соляной кислоте до появления ярко вишневой окраски. Промывка и окрашивание лигнина проводятся непосредственно перед исследованием образца, так как окраска лигнина недолговечна.

Результат проведенных гистологических процедур - оболочки зрелых клеток ксилемы окрашены в ярко вишневый цвет, клетки коры - темно желто-коричневые, между окрашенными полосами находится бесцветный участок меристематических клеток и клеток, не достигших зрелости.

Чтобы выяснить наиболее подходящие сроки обследования лесонасаждений для выявления выпавших годовичных колец текущего года, были взяты образцы с деревьев сосны за период с 15 апреля по 28 августа 1978 года. Образцы брались на высоте 1,3 м от корневой шейки в лесонасаждениях сосняка черничника Валмиерского и Цесисского районов Латвийской ССР и в Московской области. Во избежание вредного антропогенного воздействия на прирост древесины, участки для взятия образцов были выбраны вдали от промышленных предприятий и рекреационных зон. В каждый день обследования было зафиксировано до 30 образцов деревьев сосны. Измерение ширины участка радиального прироста текущего года проводили под бинокулярной лупой МБС-2, разрешающая способность измерений - 0,01 мм, точность измерений $\pm 0,03$ мм. Биометрические расчеты выполнены по нашим программам на ЭВМ типа БЭ-400.

Постепенное увеличение неокрашенной полосы радиального прироста текущего года наблюдается до середины июня, после чего начинается уменьшение ширины этой полосы (рис. 1).

Уменьшение ширины полосы в июле и августе вызвано одревеснением оболочек у клеток, которые возникли в начале вегетационного периода. Так как кольцо древесины текущего вегетационного периода вплоть до конца августа месяца не имеет зрелых клеток позднего прироста, выявление наличия прироста древесины не представляет трудностей не только в июне, когда неокрашенная полоса прироста имеет наибольшую ширину, но и в течение июля и августа. Результатом благоприятных для радиального прироста древесины климатических условий в году взятия образцов и отсутствия вредного антропогенного влияния в обследованных лесонасаждениях является наличие прироста древесины во всех (более чем 400) образцах.

Для выяснения возможной преимущественной ориентации по сторонам света выпадающих участков древесины в случаях образования неполного годичного кольца, были взяты спилы у деревьев сосны, усохших в результате вытаптывания в рекреационных лесонасаждениях курортного города Юрмала. На каждом спиле подсчитали количество годичных колец по южному, северному, восточному и западному направлениям. Результаты подсчета для 25 спилов (табл. I) сравнили методом парных сравнений [6]. Собранные эмпирические данные не выявляют достоверной преимущественной ориентации участков выпадения годичного прироста по какой-либо стороне света. Неполные годичные кольца на просмотренных спилах расположены преимущественно на периферии спилов. Такое расположение выпадающих участков свидетельствует об уменьшении камбиальной активности у деревьев за 10-15 лет до их полного усыхания в результате вытаптывания.

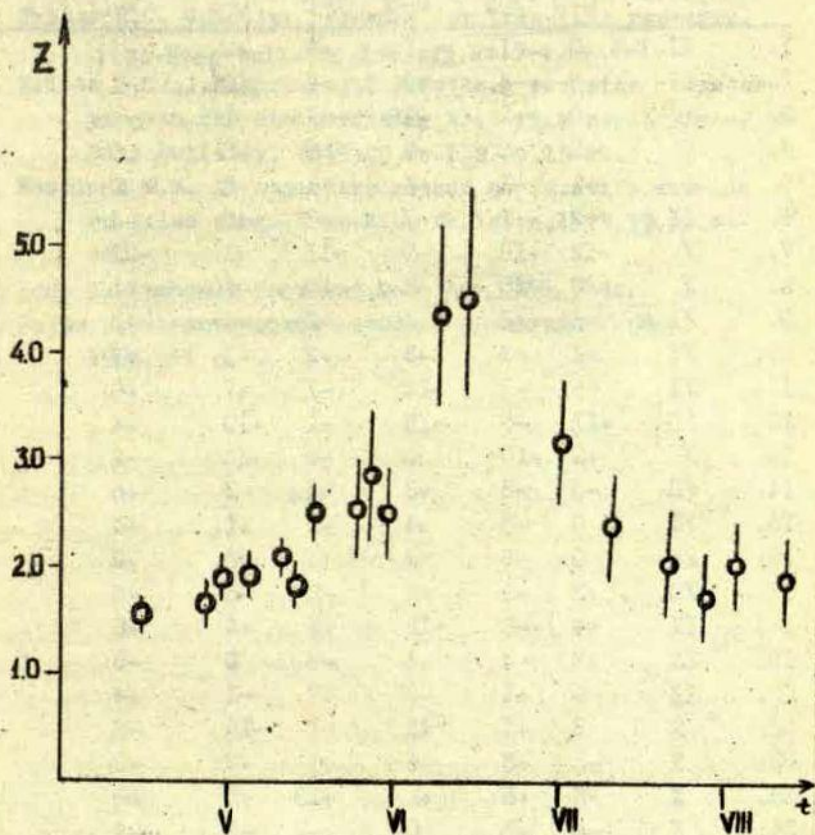


Рис. I. Зависимость ширины прироста Z текущего вегетационного периода (по оси ординат в мм; \pm стандартное отклонение) от срока t взятия образцов (по оси абсцисс, месяцы).

Различия между сторонами света по количеству
годовых колец древесины на спилах сосны
обыкновенной

№ п/п	Класс воз- раста	Разница между сторонами света по количеству годовых колец древесины					
		С-Ю	З-В	С-З	Ю-В	С-В	Ю-З
1.	II	0	-1	-1	-2	-2	-1
2.	II	5	-4	+4	-5	0	-1
3.	II	0	+1	-2	-1	-1	-2
4.	III	+3	0	+3	0	+3	0
5.	III	-1	-1	-1	-1	-2	0
6.	IV	+2	+7	-2	+3	+5	-4
7.	V	+12	+10	-9	-11	+1	-21
8.	V	0	-15	+5	-10	-10	+5
9.	VI	+6	+2	+2	-2	+4	-4
10.	VI	+1	-3	+2	-2	-1	+1
11.	VI	+8	-7	+14	-1	+7	+6
12.	VII	+11	-5	+15	-1	+10	+4
13.	VII	+2	+10	0	+8	+10	-2
14.	VII	-3	-5	+3	+1	-2	+6
15.	VIII	0	-3	+4	+1	+1	+4
16.	VIII	0	+6	+2	+8	+8	+2
17.	VIII	+3	-3	-2	-8	-5	-5
18.	IX	+4	-6	+12	+2	+6	+8
19.	IX	+9	-4	+4	-5	0	-5
20.	IX	-6	+1	-2	+5	-1	+4
21.	X	-9	+5	-15	-1	-10	-6
22.	X	-3	+3	-5	+1	-2	-2
23.	X	-6	+5	+2	+13	+7	+8
24.	X	-4	-2	0	+2	-2	+4
25.	XIV	0	+16	-13	+3	+3	-13
Средние арифм.		1,36	0,28	0,80	-0,28	1,08	-0,56
Станд. ошибка ср. арифм. \sqrt{x}		1,05	1,31	1,40	1,12	1,06	1,31
$t_{\text{эмп.}}$		1,30	0,21	0,57	0,25	1,02	0,43
$t_{\text{крит.}}$		2,06					

Литература

1. Шиятов С.Г. О некоторых неправильных подходах к дендрохронологическим исследованиям. - Экология, 1979, № I, с. 25-36.
2. Fritts H.C. Computer programs for tree-ring research. Tree-Ring Bulletin, 1963, 25, Nr. 3-4, pp. 2-7.
3. Fritts H.C., J.E. Mosimann, C.P. Botto. A revised computer program for standardizing tree-ring series. Tree-Ring Bulletin, 1969, 29, Nr. 1-2, pp. 15-20.
4. Wendland W.M. An objective method to identify missing or false rings. Tree-Ring Bulletin, 1975, 35, pp. 41-48.
5. Эсау К. Анатомия растений. М.: Мир. 1969. 564с.
6. Бейли Н. Статистические методы в биологии. М.: Мир, 1964. 271 с.

А. М. Мауринь, Л. Я. Рате

ЛГУ им. П. Стучки (Рига),
ЛПИ им. В. Лациса (Лиепая)

ДИНАМИКА КОРРЕЛЯЦИИ МОРФОЛОГИЧЕСКИХ
ПАРАМЕТРОВ РАСТЕНИЙ (НА ПРИМЕРЕ
SILPHIUM PERFOLIATUM L.)

Проблеме корреляции морфологических параметров органов живых существ придавали большое значение Ж. Ковье, Ч. Дарвин и другие великие естествоиспытатели. Рассматривая проблему корреляции в развитии организмов, И. И. Шмальгаузен [1] отмечает, что связь между частями развивающегося организма может осуществляться разными способами. Эта зависимость может быть как непосредственной или косвенной, так и прямой или обратной и выражаться в обратимых и необратимых изменениях. Он особо подчеркивает, что система корреляций — это не случайный комплекс факторов, а существенная часть механизма нормального развития организма, определяющая течение формообразовательных процессов. Эта мысль подтверждается работой Р. Л. Берг и Л. Д. Колосовой [2] о корреляционных плеядах признаков у вероники и другими исследователями. Очевидно и процесс адаптации растений к необычным экологическим условиям должен отражаться динамикой корреляционных связей морфологических параметров.

В нашей работе мы задались целью выявить изменения корреляционных связей морфологических признаков на разных фазах развития растений. Модельным объектом наших исследований была сальфия пронзеннолистная (*Silphium perfoliatum* L.), интродуцируемая в совхозе "Ница" Лиепайского района Латвийской ССР. Для определения коэффициента корреляции признаков растения были выделены следующие фазы: 1) отращивание розетки (появились первые три листа); 2) стеблевание; 3) бутонизация; 4) цветение центральной корзинки и 5) отцвет-

тание центральной корзинки. В течение трех вегетационных периодов велись фенологические наблюдения и измерения 30 модельных растений. Для выявления динамики изменения связей между морфологическими признаками в процессе онтогенеза строились корреляционные плеяды. В плеядах корреляционные связи подразделялись на 3 группы по уровням достоверности: $\alpha = 0,10$; $\alpha = 0,05$ и $\alpha = 0,01$.

В фазе отрастания розетки велись измерения количественных значений следующих 9 признаков (в скобках указан номер признака): длина (1) и ширина (2) пластинки и длина черешка (3) первого листа; длина (4) и ширина (5) пластинки и длина черешка (6) второго листа; длина (7) и ширина (8) пластинки и длина черешка (9) третьего листа в см. Измерения проводились в следующие календарные даты: в 1974 году 30 апреля, в 1975 году 26 апреля и в 1976 году - 30 апреля.

В фазе наступления массового цветения центральной корзинки измерялись следующие 13 морфологических параметра: длина (1) и ширина (2) пластинки и длина (3) десятого листа; длина (4) и ширина (5) пластинки и длина черешка (6) одиннадцатого листа; высота стебля (7); длина междоузлия над 9 листом (8); диаметр стебля вверху (под кроющими листьями соцветия) (9); диаметр стебля в середине (10); диаметр стебля у основания (11); диаметр центральной цветущей корзинки (12); длина главной оси дихазия (13). Измерения проводились в следующие сроки: в 1974 году - 10 августа, в 1975 году - 20 июля и в 1976 году - 10 августа.

В фазе отцветания центральной корзинки измерения велись по 12 следующим признакам: длина (1) и ширина (2) пластинки и длина черешка (3) десятого листа; длина (4) и ширина (5) пластинки и длина черешка (6) одиннадцатого листа; высота стебля (7); длина междоузлия над 9 листом (8); диаметр стебля вверху (9); диаметр стебля в середине (10); диаметр стебля у основания (11); длина главной оси дихазия (12). Измерения проводились в следующие сроки: 20 августа 1974 года, 30 июля 1975 года и 20 августа 1976 года. Кроме того проводились измерения морфологических призна-

ков также в фазе стеблевания и бутонизации. Вычисления проводились на ЭВМ GE-415 по программе CORREL-II, разработанной на кафедре ботаники ЛГУ им. П. Стучки. Корреляционные плеяды представлены на рис. 1 - 7.

Сравнивая корреляционные плеяды для фазы отрастания розетки по годам (рис. 1), видим, что часть связей (1-2 и 7-8) стабильна, а часть изменяется. Так, в течение первых четырех лет онтогенеза растения наблюдается переключение корреляционных связей между морфологическими признаками. В 1974 году между признаками 5 и 6 (ширина пластинки и длина черешка второго листа) имеется тесная корреляционная связь, а в 1975 году эта связь снижается и в 1976 году она становится несущественной и появляется связь между признаками 5 и 8 (ширина пластинки второго листа и ширина пластинки третьего листа), которой раньше не было. В 1974 году имеется высокая корреляция ширины пластинки второго листа с длиной черешка третьего листа (между 5 и 9 признаками), а в последующие годы исчезает, как бы переключаясь на связь между 5 и 4 признаками (ширина и длина второго листа). В 1976 году образуется тесная корреляционная плеяда между признаками 6, 7, 8 и 9 (длина черешка второго листа, длина и ширина пластинки и длина черешка третьего листа).

В фазе цветения, как и в фазе отрастания розетки весной, также наблюдается переключение корреляционных связей между морфологическими параметрами растения (рис. 2-4). В 1974 году (рис. 2) имеется слабая корреляционная связь между признаками 8 и 9 (длина междоузлия над 9 листом и диаметр стебля вверху), в 1975 году (рис. 3) эта связь переключается между признаками 7 и 8 (высота стебля и длина междоузлия над 9 листом). В 1976 году (рис. 4) эта корреляционная связь переключается между признаками 8 и II (длина междоузлия над 9 листом и диаметр стебля у основания). Интересно отметить, что признак I2 (диаметр центральной корзинки) в 1974 году имел корреляционные связи с признаками 6 (длина черешка II-го листа) и I3 (длина главной оси дихазия), а в 1975-1976 гг. эти связи исчезают, но появляется тес-

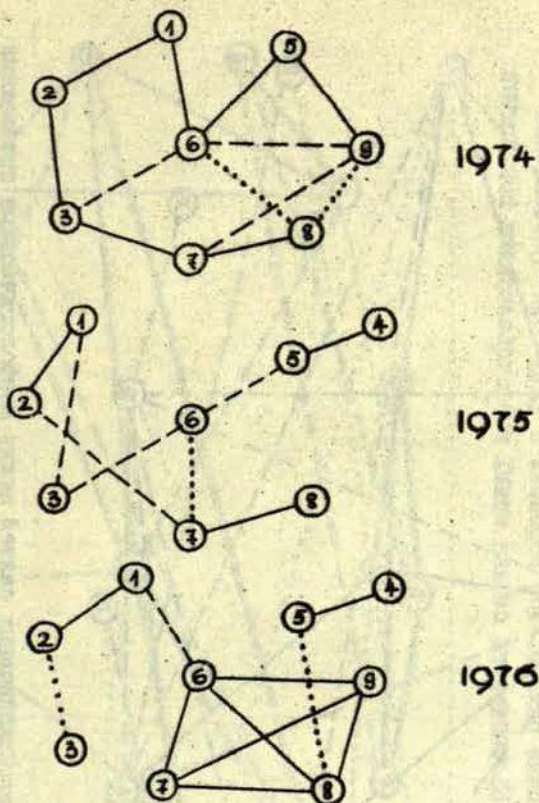


Рис. I. Динамика корреляционных связей между морфологическими признаками в фазе отрастания розетки. Обозначения:

... $r_{\alpha} \leq 0,10$, --- $r_{\alpha} \leq 0,05$,
— $r_{\alpha} \leq 0,01$.

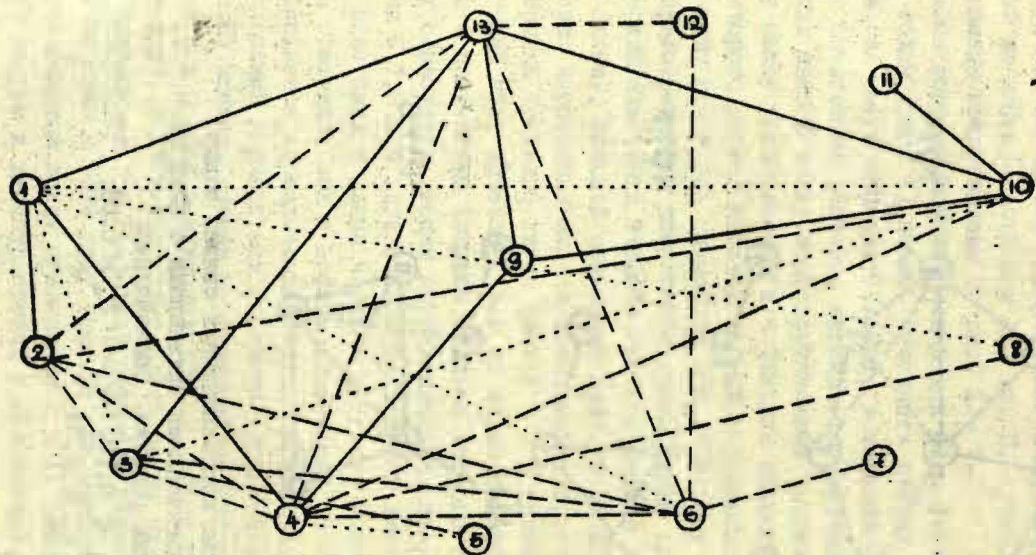


Рис. 2. Динамика корреляционных связей между морфологическими признаками в фазе цветения центральной корзинки в 1974 году. Обозначения как на рис. I.

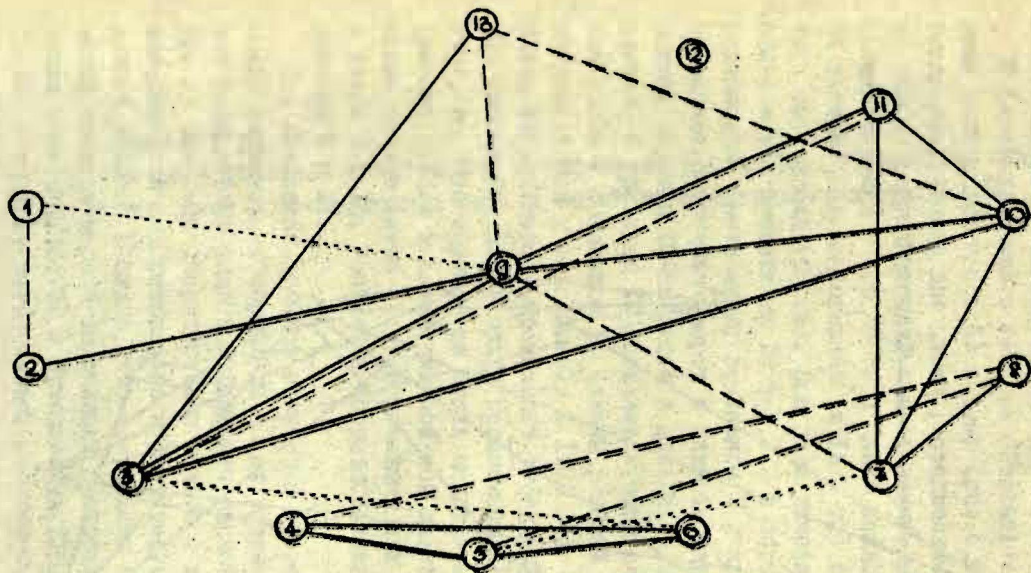


Рис. 3. Динамика корреляционных связей между морфологическими признаками в фазе цветения центральной корзинки в 1975 году. Обозначения как на рис. 1

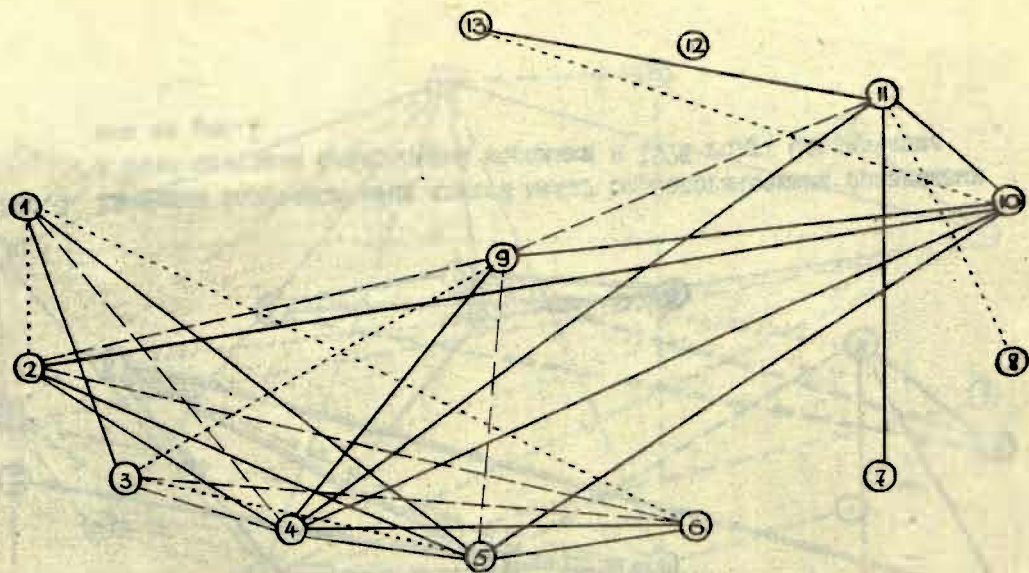


Рис.4. Динамика корреляционных связей между морфологическими признаками в фазе цветения центральной корзинки в 1976 году. Обозначения как на рис. 1

ная связь между признаками 6 и 5 (длина черешка и ширина пластинки II-го листа).

В фазе оцветания в течение онтогенеза наблюдается слияние двух плеяд (рис. 5) в одну (рис. 6, 7). В 1974 году четко различаются две плеяды, соединяемые лишь относительно слабой корреляционной связью между признаками 3 и 8 (длина черешка 10-го листа и длина междоузлия над 9 листом). На третьем году онтогенеза (в 1975 г.) происходит слияние этих двух плеяд (рис. 6). При этом исчезают корреляционные связи между признаками I2 и I, 2, 3 и образуются новые корреляционные связи между признаком 9 и признаками I, 2, 3, 4, 5 (диаметром стебля вверху и длиной, шириной пластинки и длиной черешка 10-го листа и длиной, шириной пластинки II листа). У признака I2 появляется одна слабая корреляционная связь с признаком II (длины главной оси дихазия с диаметром стебля у основания). В 1976 году (рис. 7) слияние плеяд продолжается, происходит переключение корреляционных связей. Так, связь между признаками II и I2 не проявляется, но зато образуется связь между признаками 7 и I2 (высота стебля и длина главной оси дихазия). Появляются новые тесные связи между признаками 4 и II, 4 и 7, 6 и 7, а также 5 и 10. Усилилась корреляционная связь между признаками 8 и II.

Для выявления трендов изменения корреляционных связей между параметрами морфологических признаков в онтогенезе все вычисленные нами коэффициенты парной корреляции в каждую из фаз были сгруппированы в четыре группы: возрастающие, снижающиеся, стабильные и флуктуирующие (рис. 8). Из данных таблицы I видно, что наибольшее число возрастающих коэффициентов парной корреляции приходится на фазы отрастания розетки (16,7%) и бутонизации (19,0%), а наименьшее (2,9%) - на фазу стеблевания. Соответственно в фазе стеблевания наибольшее число снижающихся коэффициентов парной корреляции (32,4%). Тенденция снижения этого показателя над повышением преобладает также в фазы цветения (соответственно 17,9 и 9,0%) и отцветания (19,7 и 13,6%). Для фаз

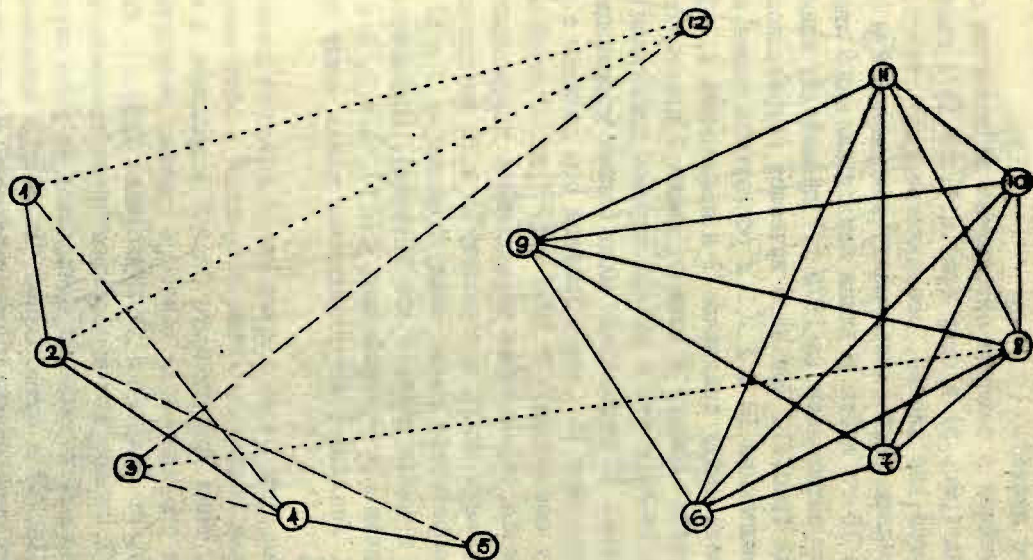


Рис. 5. Динамика корреляционных связей между морфологическими признаками в фазе отцветания центральной корзинки в 1974 году. Обозначения как на рис. 1.

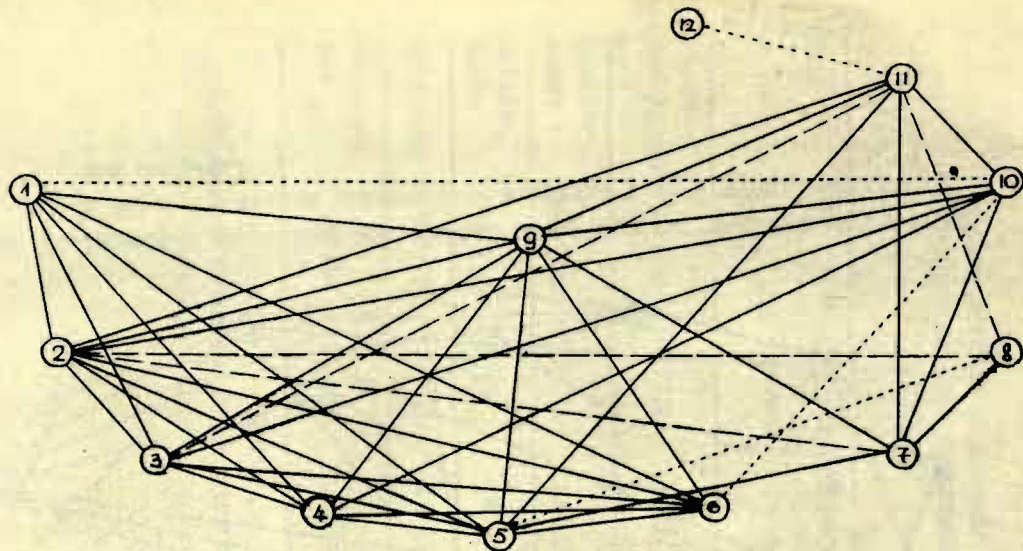


Рис.6. Динамика корреляционных связей между морфологическими признаками в фазе отцветания центральной корзинки в 1975 году. Обозначения как на рис. 1

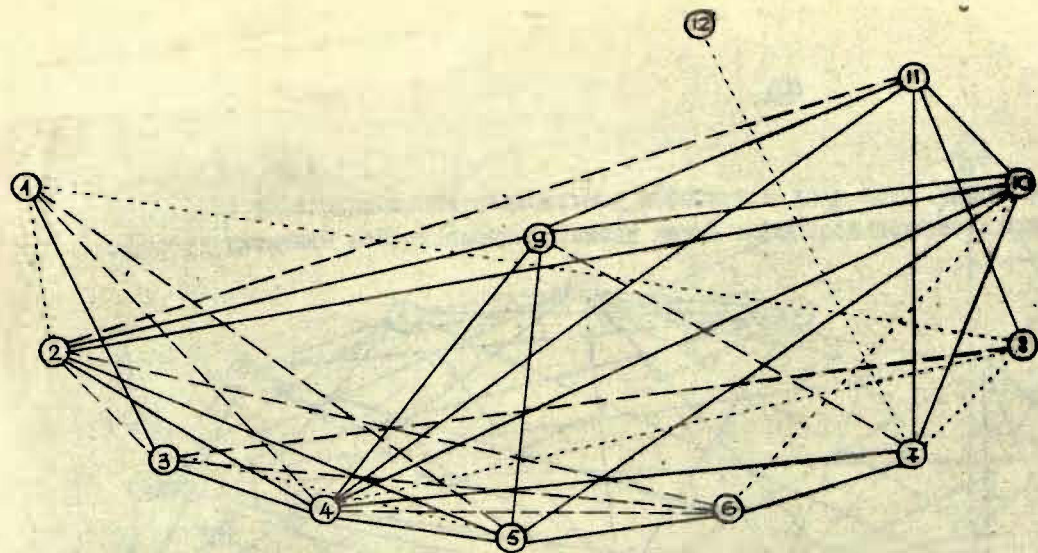


Рис.7. Динамика корреляционных связей между морфологическими признаками в фазе отцветания центральной корзинки в 1976 году. Обозначения как на рис.1

Таблица I

Тренды изменения корреляции морфологических параметров сальфии пронзеннолистной за период 1974-1976 гг.

Фаза	Общее число коэффициентов парной корреляции	в том числе			
		возрастающих	снижающихся	стабильных	флюктуирующих
Отрастающие розетки	36/100	6/16,7	4/11,1	3/8,3	23/63,9
Стеблевание	105/100	3/2,9	34/32,4	6/5,7	62/59,0
Бутонизация	153/100	29/19,0	16/10,5	11/7,2	97/63,3
Цветение	78/100	7/9,0	14/17,9	2/2,6	55/70,5
Отцветание	66/100	9/13,6	13/19,7	3/4,5	41/62,1

Примечание: в числителе приводятся абсолютные значения, а в знаменателе - проценты.

отрастания розетки и бутонизации характерно и относительно большее число стабильных корреляционных связей (6,3 и 7,2%), а наименьшее (2,6%) - для фазы цветения. Для фазы цветения характерно и наибольшее число (70,5%) флуктуирующих количественных значений коэффициентов корреляции. Большая доля флуктуирующих значений этого показателя, характерная для всех фаз, объясняется сравнительно коротким временным рядом (3 года) наших исследований.

Значительное преобладание трендов возрастания количественных значений парной корреляции над снижением этого показателя в фазах отрастания розетки и бутонизации можно объяснить тем, что в этих фазах происходит интенсивный процесс морфогенеза (формирование новых органов). Поэтому для этих фаз более характерны корреляции морфогенетического типа. Такие корреляции, как отмечает И.И. Шмальгаузен [1], являются основными факторами формообразования, определяющими развитие исторически сложившихся соотношений между органами, а именно тех соотношений, которые характеризуют данный тип организации. На фазах стеблевания, цветения и отцветания, очевидно, преобладают эргонические корреляции, определяемые взаимозависимостью функций уже сформированных органов.

Это объяснение подтверждается также результатами исследований активных периодов влияния экологических факторов на урожай зеленой массы сельфий (см. статью Л. Рате в этом сборнике). Так, в фазу отрастания розетки выявляется существенно отрицательное влияние минимальной температуры и в фазу бутонизации - положительное влияние среднесуточной температуры воздуха. Очевидно, усиление корреляционных связей на этих фазах в течение онтогенеза имеет определенное адаптивное значение, снижая зависимость важнейших биологических процессов растения от резких колебаний экологических факторов. Следовательно, система агротехнических мероприятий по возделыванию интродуцентов должна строиться с учетом закономерностей динамики корреляционных связей, способствуя их повышению в фазы онтогенеза, на которых происходят ответственные процессы формирования морфологических

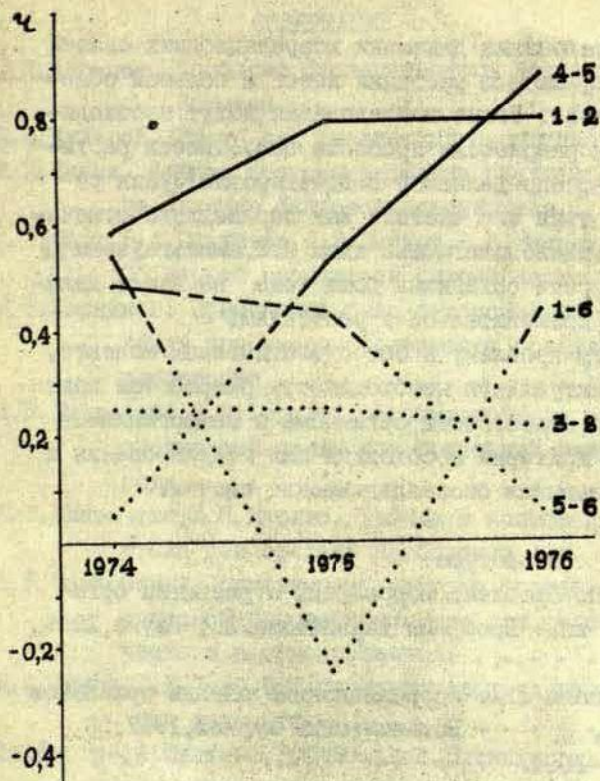


Рис.8 Возрастающая (4-5), снижающаяся (5-6), стабильные (1-2 и 3-8) и флуктуирующая (1-6) корреляционные связи между морфологическими признаками. Пунктиром обозначено значения r при $\alpha \geq 0,10$, остальные, как на рис.1

структур.

Дальнейшие исследования динамики корреляционных связей морфологических параметров растений имеют и большой общетеоретический интерес. Такие исследования дадут необходимую информацию для разработки проблемы целостности растительного организма, определяемой В. Д. Федоровым [3] как результат взаимодействия его частей. Как справедливо отмечает А. Г. Юсуфов [4], основополагающие идеи И. И. Шмальгаузена [5] о развитии целостности организма пока еще не нашли должной конкретизации применительно к растениям.

Рассматривая эту проблему в общебиологическом аспекте, следует отметить актуальную необходимость разработки критериев оценки уровня целостности организма и надорганизменных систем. Такие критерии необходимы для моделирования и прогнозирования динамики биоэкологических систем.

Литература

1. Шмальгаузен И. И. Проблема корреляций в развитии организмов. - В кн.: Проблемы дарвинизма. Л.; Наука, 1969, с. 318-344.
2. Берг Р. Л., Колосова Л. Д. Корреляционные плеяды признаков у *Veronica L.* - Ботанический журнал, 1967, 56, № 8, с. 1083-1094.
3. Федоров В. Д. Устойчивость экологических систем и ее изменение. - Известия АН СССР. Сер. биол., 1974, № 3, с. 402-415.
4. Юсуфов А. Г. Проблема целостности организма и некоторые вопросы эволюции онтогенеза растений. - В кн.: История и теория эволюционного учения. Л., 1974, т. 2, с. 117-121.
5. Шмальгаузен И. И. Организм как целое в индивидуальном и историческом развитии. М.; Л., 1938.

СОДЕРЖАНИЕ

А. М. Мауринь. Проблема биологического времени и функция Бакиана	3
Ю. И. Кулаков. Время как физическая структура	23
И. Я. Лица. Единая программа оценки реакции древостоя на влияние факторов воздействия	44
А. Г. Барт, Т. А. Голубева, Л. И. Лытина, Р. Р. Загретдинов. Об оценке параметров смесей нормальных законов	68
В. В. Корников. Применение бета-пуассоновского распреде- ления при учете численности организмов на территории	74
А. В. Выховский, И. Я. Гоголев. Ассимилирующая способность окружающей среды как природный ресурс особого рода	79
Л. И. Глазачева, Л. И. Курило. Тренды в колебаниях годового стока рек средней Прибалтики	85
З. Д. Мешковский. Применимость методов определения биоло- гической самодетерминации для целей экологи- ческого прогнозирования.	99
И. Я. Лица, Г. К. Реке. Оценка кислородопroduцирующей функ- ции древостоя	114
Дж. Фишере, А. Шилиньш, Т. Гайтниекс. Влияние выхлопных газов автотранспорта на рост и развитие растений и накопление свинца в них	124
П. П. Залитис. Саморегулирование интенсивности испарения лесными фитоценозами	136
А. Я. Скудра, Г. Е. Поспелова. Реакция древостоя на совместное воздействие осушения и рубок ухода	144
Л. Я. Рате. Влияние экологических факторов на урожай био- массы сальфии пронзеннолистной	148
В. А. Балодис, Т. А. Кузнецова. Метод выявления выпадающих годовых колец древесины	156
А. М. Мауринь, Л. Я. Рате. Динамика корреляции морфологических параметров растений (на примере <i>Silphium per- foliatum</i> L.)	164