

АКАДЕМИЯ НАУК СССР  
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ  
Институт биофизики

На працах рукописи

Мазеев Валерий Семенович

УДК 577.3:630.561.24

МАТЕМАТИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ  
ДЕНДРОХРОНОЛОГИЧЕСКИХ РЯДОВ

Специальность 03.00.02 – биофизика

Автореферат  
диссертации на соискание ученой степени  
кандидата физико-математических наук

Красноярск - 1985

Работа выполнена в Институте экологии растений и животных  
Уральского научного центра АН СССР, г.Свердловск

Научные руководители: доктор биологических наук С.Г.Шиятов  
доктор физико-математических наук Н.С.Абросов

Официальные оппоненты:

доктор физико-математических наук, профессор

Р.Г.Хлебопрос

кандидат биологических наук

Е.А.Ваганов

Ведущая организация - Вычислительный центр АН СССР

Защита состоится "15" февраля 1985 г. в 14<sup>00</sup> часов  
на заседании специализированного совета ДО03.45.01 по присуждению  
ученой степени доктора наук при Институте биофизики СО АН СССР  
(660036, г.Красноярск, Академгородок).

С диссертацией можно ознакомиться в библиотеке Института  
биофизики СО АН СССР

Автореферат разослан " " 1985 г.

Ученый секретарь  
специализированного совета,  
доктор физико-математических наук

Н.С.Абросов

Актуальность темы. На первом биофизическом съезде (Москва, 1982) в числе важнейших задач отмечалась необходимость расширения исследований в области биофизики сложных систем средствами математического моделирования. Биологические системы высших уровней организации (организмы, популяции, сообщества), проблемы их динамики и эволюции являются основными объектами приложения результатов и методов этого направления.

Огромное значение представляет изучение динамики отдельных компонентов фитоценозов, в частности древостоев, и выявление качественных и количественных связей между продуктивностью древесных растений и физическими факторами (Хильми, 1957). Практические потребности в оценке условий окружающей среды и прогноза элементов климата, индикации природных явлений, датировка исторических событий, решении некоторых геофизических задач сделали актуальной проблему разработки математических моделей погодичной изменчивости характеристик слоев прироста древесины. Этой проблеме и посвящена данная работа.

Особый интерес представляет динамика прироста растений на краине предела своего существования. Отличительной чертой реакции деревьев в таких условиях является хорошая связь продуктивности с абиотическими факторами, в частности с климатическими. На основе изучения закономерностей в динамике прироста деревьев в этих районах возможен прогноз этих факторов. Поэтому работа актуальна и с прикладной точки зрения.

Цели и задачи исследования. Целью настоящей работы являлось разработка математических моделей дендрохронологических рядов, которые адекватно отражали бы изменение климатических лимитирующих факторов по экотопам или отдельным районам, анализ этих рядов и экспериментальное изучение частотной структуры рядов прироста.

Решались следующие частные задачи.

1. Разработать модель реакции деревьев по величине прироста на внешнее лимитирующее рост воздействие. На ее основе разработать метод оценки относительной скорости роста деревьев для районов, где проявляется действие ведущих лимитирующих факторов.

2. Обосновать применимость методов анализа стационарных случайных процессов к дендрохронологическим рядам (спектральный анализ, фильтрация и аппроксимация).

3. Разработать метод выделения и оценки параметров циклических компонент в дендрохронологических рядах на основе использования методов спектрального анализа и фильтрации. Оценить параметры основных циклических компонент в дендрохронологических рядах, пос-

троенных для отдельных районов Урала и Западной Сибири.

4. Используя разработанные методы построить прогнозные ряды относительного прироста древесины для некоторых районов Урала и Западной Сибири.

Научная новизна и практическая значимость работы. Рассмотрена общая модель формирования прироста деревьев в экстремальных условиях. В рамках такой модели дается экологическая интерпретация компонентам полимодального распределения индексов прироста отдельного года. Заложенная в основу этой модели аддитивность влияния экологических факторов позволяет оценивать действие не только общих, но и частных лимитирующих факторов, действующих локально и эпизодически.

Изучена частотная структура большого числа дендрохронологических рядов, построенных по деревьям, произрастающим на верхней и полярной границах леса Урала и прилегающих к нему территориях. Выделены общие циклы для рядов, построенных по разным высокогорным районам Уральского хребта.

На основе полигармонической модели составлен долгосрочный прогноз изменения климатически обусловленных колебаний прироста лиственницы сибирской и ели сибирской. Прогноз для Обско-Тазовской лесотунды принят во внимание плановой комиссией Тюменского областного комитета при разработке планов социально-экономического развития области на II-ю, II-ю и последующие пятилетки.

Апробация диссертации. Материалы данной работы докладывались и обсуждались на III Всесоюзной конференции "Дендроклиматические исследования в СССР" (Архангельск, 1978), на II Всесоюзном научном семинаре по реконструкции климата Земли последнего тысячелетия (Эльбрусская научно-учебная станция МГУ, 1981), на I У Всесоюзном совещании по вопросам дендроклиматологии и дендрохронологии (Иркутск, 1983), на X Всесоюзном симпозиуме "Биологические проблемы севера" (Магадан, 1983), на координационных совещаниях "Ботанические исследования на Урале" (Свердловск, 1983; Ижевск, 1984), на конференциях молодых ученых Урала (Свердловск, 1978, 1980, 1981), на отчетных сессиях лаборатории экологии растений и геоботаника ИЭРНЦ УНЦ АН СССР (Свердловск, 1978–1984), результаты обработки рядов экспонировались на ВДНХ в павильоне "Биология" АН СССР в 1980 г. на выставке "Развитие международной программы ЮНЕСКО "Человек и биосфера" (МАБ) в СССР" и были отмечены бронзовой медалью.

Публикации. По теме диссертации опубликовано 7 работ.

Структура и объем диссертации. Диссертация, общим объемом 159

страниц, состоит из введения, четырех глав и заключения; содержит 3 таблицы, 15 рисунков; список литературы содержит 181 наименование.

#### СОДЕРЖАНИЕ РАБОТЫ.

Глава I. Современные подходы при изучении дендрохронологических и временных рядов.

Подробно рассмотрены биосакологические основы дендрохронологии (Fritts, 1976), которые отражены в следующих основных принципах: актуализма, лимитирующих факторов, экологической амплитуды, отбора местообитаний, чувствительности, перекрестного датирования, повторности и индексирования. Результаты дендрохронологического исследования, выполненного без соблюдения основных принципов, как правило малоинформативны и даже неверны (Шиятов, 1979).

Дендрохронологические ряды строятся по рядам абсолютных величин годичного прироста деревьев. Для целей дендрохронологии в последовательности толщин колец необходимо выделять компоненты, несущие информацию о возрасте дерева, о фитоценотических взаимоотношениях, о действии абиотических факторов. Уменьшение доли эндогенной изменчивости достигается путем индексирования.

Обсуждаются особенности дендрохронологических рядов: зависимость прироста данного года от значений прироста в предшествующие годы (Крамер, Козловский, 1963; Рудаков, 1963; Hari, Siren, 1972); возможная неоднородность ряда, возникающая при использовании различного числа модельных деревьев на разных временных интервалах (Schulman, 1956; Шиятов, 1980).

В работе используются следующие термины.

Обобщенный дендрохронологический ряд – ряд, полученный путем усреднения индексов прироста для каждого года у сравнительно небольшого количества модельных деревьев одного вида, произрастающих в одном районе и в одном типе условий местообитания.

Генерализированный ряд получают тем же путем по значительному числу модельных деревьев одного вида, произрастающих в одном районе, но в различных типах условий местообитания.

Рассматриваются методические вопросы построения обобщенных и генерализованных рядов и анализ их внутренней структуры на основе изучения цикличности в динамике годичных приростов. Особое место в такого рода исследованиях занимают методы оценки параметров циклов. Наиболее распространенным является метод скользящего слаживания рядов при помощи скользящих средних (Erlandsson, 1936; Рудаков, 1952; Комин, 1970). Методы спектрального анализа не нашли до сих пор широкого применения в дендрохронологии, главным образом, в виду их

сложности. Характер случайного процесса, реализациями которого являются изучаемые дендрохронологические ряды неизвестен. Тем не менее, материал по практическому применению спектрального анализа в дендрохронологии непрерывно накапливается (LaMarche, Fritts, 1972; Дроzdov, Малкова, 1972; Черкашин, Кузьмичев, 1977; Ступниева, Битзинская, 1978). Известны работы по применению кросс-спектрального анализа для задач районирования дендрохронологических рядов по проявлению в них определенной циклическости (LaMarche, 1974; Fritts, 1976). В ряде случаев приводятся удовлетворительные прогнозы климатически обусловленной динамики прироста на основе циклического характера этой динамики (Douglass, 1928; Комин, 1978; Берри, Либерман, Шиятов, 1979; 1983; Шиятов, 1981; Борщева, 1983).

Подробно рассмотрены задачи статистического анализа временных рядов на основе одной из общих моделей – стационарного процесса. Подчеркивается два основных результата спектральной теории стационарных случайных процессов, использующихся на практике. Во-первых, отличительным признаком класса стационарных процессов является их простая частотная структура. Второе – всякий стационарный процесс и его автокорреляционная функция могут быть представлены в виде интеграла Фурье-Стилтьеса.

При решении большинства практических задач вид функции спектральной плотности не известен. Используются статистические оценки этой функции. Представлен обзор традиционных методов оценивания спектральной плотности (Blackman, Tukey, 1958; Cooley, Tukey, 1965). Дан обзор нетрадиционных параметрических методов оценивания спектральной плотности (Burg, 1967; Писаренко, 1973, 1974).

Другая практическая задача анализа временных рядов – построение и численная реализация частотных фильтров. Представлен обзор линейных и нерекурсивных симметричных импульсных фильтров.

### Глава 2. Характеристика и первичная обработка исходного материала.

Исходным материалом для решения поставленных задач послужили 47 обобщенных и генерализированных рядов, а также ряды индексов радиального прироста модельных деревьев входящих в состав этих рядов, которые получены и построены С.Г.Шиятовым (1981) в период с 1969 по 1978 гг. Использованные ряды построены по хвойным видам древесных растений (лиственница сибирская, ель сибирская, сосна обыкновенная), произрастающих на верхней и полярной границах леса на Урале и прилегающих к нему территориях в различных типах условий местообитания.

Для отработки методических вопросов были использованы дендрохронологические ряды, построенные Г.Е.Коминым (1972). Ряды строились по сосне обыкновенной. Материалы собирались на Урале и в Зауралье, от подзоны северной тайги до колочных боров степной зоны. Использовались также 9 рядов, полученных Н.М.Борщевой (1983). Они построены по образцам деревьев ели Шренка, произрастающих в районе Северного Тянь-Шаня.

Индексирование рядов, полученных С.Г.Шиятовым производилось при помощи вычисления процентных значений абсолютного прироста, заключенного между максимально и минимально возможным приростом (Шиятов, 1970, 1981).

$$I_t = \frac{x_t - a_t}{b_t - a_t}$$

$I_t$  - индекс прироста древесины в год  $t$ ;  $x_t$  - абсолютное значение прироста за тот же год;  $a_t$  - минимально возможное значение прироста за год  $t$ ;  $b_t$  - максимально возможное значение прироста за тот же год.

Для формализации такого подхода предложена математическая постановка задачи индексирования дендрохронологических рядов.

Определение. Пусть имеется временной ряд  $X_t$ ,  $t=1, \dots, n$  абсолютных значений прироста древесины. И пусть  $a_t$  и  $b_t$  - значения непрерывных функций из класса "возрастных кривых", определенных на одном и том же отрезке числовой прямой. Причем, параметры этих функций таковы, что значения  $a_t$  не превосходят значения  $X_t$ , а значения  $b_t$  не меньше соответствующих значений  $X_t$ . Назовем дискретные значения функций  $a(t)$  и  $b(t)$  минимально и максимально возможным приростом соответственно, если площадь заключенная между кривыми этих функций минимальна, а максимумы этих функций достигаются при одинаковых значениях аргумента  $t$ .

В качестве функции из класса "возрастных кривых" выбрана:

$$Q(t) = C_1 \cdot (t + C_2) \cdot e^{C_3 \cdot (t + C_4)} + C_5$$

Постановка задачи. Найти минимум целевой функции  $\sum_{t=1}^n (b(t) - a(t))$  при следующих ограничениях:

$$b(t) - X_t \geq 0, \quad X_t - a(t) \geq 0, \quad 0 \leq C_i \leq 2, \quad C_4 \leq 0 \quad \text{для всех } t$$

Для численного решения задачи нахождения параметров был выбран метод скользящего допуска. За основу практической реализации метода была выбрана программа FLEXIPLEX (Химмельбау, 1975).

Ряды индексов прироста для деревьев, произрастающих в одних

районах и вычисленных по предложенному методу показывают высокую синхронность и корреляцию.

### Глава 3. Модель распределения индексов прироста обобщенного дендрохронологического ряда.

Оценку относительного прироста в обобщенном ряду получают арифметическим усреднением индексов прироста отдельных модельных деревьев за каждый год, входящих в состав этого ряда. Однако выбор среднего как меры, характеризующей климатически обусловленное значение годичного прироста необходимо обосновать исходя из распределений индексов прироста анализируемых моделей в соответствующих календарных датах.

Для четырех обобщенных рядов были построены эмпирические плотности распределения индексов моделей, входящих в состав соответствующих рядов в каждом году. Для этих распределений были применены критерии согласия с нормальным законом распределения.

Строгое решение задачи проверки согласия достаточно сложно, так как класс альтернативных гипотез не определен, а нулевая гипотеза является сложной — параметры нормального распределения не определены. Поэтому было рассмотрено несколько критериев согласия:

а) критерий Колмогорова и Мизеса для случая, когда два параметра этого распределения ( $\mu$ ,  $\sigma^2$ ) оцениваются по выборке (Kac, Kiefer, Wolfowitz, 1955); б) модифицированные критерии Колмогорова и Мизеса в случае малой выборки (Гаскаров, Шаповалов, 1978); в) критерии для проверки нормальности против альтернатив, составляющих некоторое множество ассиметричных распределений (Ching-Chuong Lin, Govind, 1980); г) критерий нормальности против конечного определенного множества альтернатив (Spiegelhalter, 1977, 1980).

Проведенный анализ позволил заключить, что не во все годы значения обобщенного ряда, полученные усреднением индексов прироста отдельных модельных деревьев, адекватно отражают скорость относительного роста деревьев в экологически однородных районах.

Из всего множества распределений (проанализировано более 300 гистограмм) условно выделено три типа: унимодальные, бимодальные, равномерные или полимодальные.

На основе рассмотрения физиологических закономерностей формирования годичного прироста было выдвинуто предположение, что причиной ненормальности распределений является реакция деревьев на суммарное действие различных факторов, ограничивающих рост. Локализация индексов в многогорьшинном распределении около меньшей моды,

на наш взгляд, обусловлена либо микроусловиями, которые направлены на угнетение роста, либо каким-то добавочным частным лимитирующим фактором, который определяет низкий прирост только у части деревьев в данном году. Если общий климатический лимитирующий фактор действует на прирост всех деревьев в каждом году, то такие частные факторы, как плодоношение, нападение вредителей и т.д., действуют избирательно.

Анализ гистограмм позволил выявить еще одну особенность. Как правило, в неблагоприятные годы по термическому режиму индексы на гистограмме группируются плотно около малого значения. В такие годы не были обнаружены многовершинные кривые распределения. По-видимому, дальнейшее снижение прироста в эти экстремальные годы под действием добавочных угнетающих факторов был бы невозможен. И, наоборот, разброс индексов довольно велик в годы, благоприятные для роста. Образование многовершинных кривых распределения пришлось именно на эти годы.

Эти результаты позволили выработать стратегию при вычислении индексов обобщенного ряда. Для каждого года строится гистограмма индексов модельных деревьев и проверяется статистическая гипотеза о принадлежности ее к классу нормальных распределений. Если гипотеза не отвергается, то среднее арифметическое является хорошей мерой относительного прироста деревьев данного года. В случае, если гипотеза не выполняется, необходимо провести тщательный анализ гистограмм. Альтернативой должна быть гипотеза о том, что индексы в данном году образуют смесь из двух или более нормальных распределений. Затем вычислить среднее значение группировки с максимальной модой и использовать его в качестве оценки индекса обобщенного ряда.

Пусть функция плотности распределения является смесью нормальных распределений:

$$f(x) = \sum_{j=1}^k \alpha_j \cdot f_j(x) \quad (1)$$

где  $f_j(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_j} e^{-\left(\frac{(x-\mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right)}$ ;  $k$  - известно,  $\alpha_j, \mu_j, \sigma_j^2$  - неизвестны. Задача состоит в том, чтобы по имеющейся выборке  $x_l, l=1, \dots, n$  оценить параметры  $\alpha_j, \mu_j, \sigma_j^2$ . Среди многочисленных методов решения такой задачи особого внимания заслуживает метод максимума правдоподобия. Это обусловлено существованием простой итерационной схемы для численного решения (Hasselblad, 1966) и некоторых хороших выборочных свойств оценок параметров.

В данной работе для решения задачи разложения смеси нормальных распределений предполагалась пропорциональность дисперсий каждой компоненты в смеси квадрату ее математического ожидания. Такое предположение, по крайней мере, не противоречит анализу построенных более чем 300 гистограмм и значительно упрощает решение задачи.

$$\mu_j^{(t+0)} = -\frac{S}{2} + \sqrt{\frac{S^2}{4} - T}, \quad (2)$$

$$\text{где } T = \frac{\sum_{i=1}^m \frac{h_i}{Q_i} q_{ij} x_i^2}{a^2 \sum_{i=1}^m \frac{h_i}{Q_i} q_{ij}}, \quad S = \frac{\sum_{i=1}^m \frac{h_i}{Q_i} q_{ij} x_i}{a^2 \sum_{i=1}^m \frac{h_i}{Q_i} q_{ij}};$$

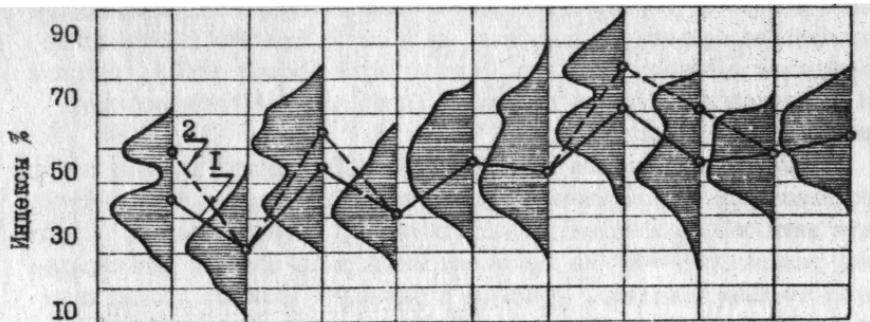
$$d_j^{(t+1)} = \frac{\sum_{i=1}^m \frac{h_i}{Q_i} q_{ij} d_j^{(t)}}{n}, \quad a^2 = \frac{\sum_{i=1}^m \frac{h_i}{Q_i} \sum_{j=1}^K q_{ij} d_j \frac{(x_i - \mu_j)^2}{M_j}}{n}; \quad (3)$$

где  $d_j, \mu_j, a^2$  – параметры распределения (I),  $K$  – известно,  $S^2 = a^2 \cdot M_j$ ;  $n$  – общее количество наблюдений,  $m$  – число классов группировки наблюдений,  $\sum_{i=1}^m h_i = n$ ,

$$q_{ij} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} a^2 \mu_j^2} \exp\left(-\frac{(x_i - \mu_j)^2}{2 a^2 \mu_j^2}\right); \quad Q_i = \sum_{j=1}^K q_{ij} d_j.$$

$q_{ij}$  – приблизительное выражение для вероятности того, что наблюдение  $j$ -ой компоненты попадает в  $i$ -й интервал.

На практике такая итерационная процедура всегда сходилась. Вычисления производились на ЭВМ СМ-3. В значения индексов четырех обобщенных рядов были внесены исправления в соответствии с предложенным методом. На рис. I проиллюстрирован предложенный метод расчета индексов обобщенного ряда. Для этих же рядов были вычислены коэффициенты корреляции с рядами температур, зафиксированных на близлежащих метеостанциях. Коэффициенты корреляции между тремя рядами по лиственнице сибирской, исправленных по предложенному методу и рядом температур (длина ряда – 89 лет), оказались значительно выше соответствующих коэффициентов корреляции, если обобщенные ряды расчитаны по обычной методике. Различия в значениях коэффициентов статистически достоверны на 15%-ом уровне значимости. В абсолютных значениях коэффициенты корреляции изменились от 0.49–0.59



Г О Д Н 1888 1890 1892 1894 1896

Рис. I. Иллюстрация предложенного метода вычисления индексов прироста в обобщенном ряду на примере отрезка ряда 52. 1 - график отрезка ряда, вычисленного по обычной методике; 2 - тот же ряд, но расчитанный по предложенному методу.

до 0.65–0.72. Поэтому мы считаем, что исправленные ряды лучше отражают динамику температуры за июль месяц, которая для роста лиственницы в районе Тазовской лесотундры является общим лимитирующим фактором (Полозова, Шиятов, 1975). Для четвертого ряда не было обнаружено увеличения корреляции между индексами прироста, вычисленными по предложенной методике и средней температурой июля. Как указывалось в работе Л.Г.Полозовой и С.Г.Шиятова (1976), в низовых р.Печоры нет достоверной связи между относительным приростом ели сибирской и температурой воздуха, т.е. последняя не является ведущим лимитирующим фактором.

#### Глава 4. Использование спектрального представления стационарных последовательностей и линейной фильтрации при анализе цикличности в дендрохронологических рядах.

В первой части главы приведены результаты статистических экспериментов. Целью экспериментов являлось установление того, насколько стационарны дендрохронологические ряды. Здесь сразу же необходимо оговориться. Одним из основных принципов дендрохронологии является принцип перекрестной датировки. Поэтому ни о какой стационарности не может быть и речи. Однако, если отвлечься от временной привязки рядов модельных деревьев, а время будет выступать только как порядковый номер индекса в ряду наблюдений, то ряды отдельных модельных деревьев можно рассматривать как реализации случай-

ногого процесса "формирования относительного прироста древесины" на достаточно больших территориях, на которых принцип перекрестной датировки работает локально. В этом случае можно ставить вопросы о стационарности такого процесса. Здесь и далее стационарность понимается в широком смысле.

Проверка постоянства средних на разных отрезках времени производилась при помощи дисперсионного анализа. Результаты вычислений для пяти обобщенных дендрохронологических рядов показали, что фактор условного времени не оказывает влияния на средние для определенного выше процесса. Гипотеза о равенстве дисперсий проверялась при помощи критерия Бартлетта. Соответствующая статистика не превышала значения хи-квадрат с надлежащим количеством степеней свободы на 5–10%–ом уровне значимости. Ковариационная структура рядов определялась их спектральной плотностью. Необходимо было подтвердить существование валидных узких частотных полос. Важность этих полос понимается как: а) наличие увеличенных значений спектральной плотности на этих частотах по сравнению с соседними для большинства рядов модельных деревьев, входящих в состав обобщенного ряда; б) независимость значений оценки спектральной плотности от отрезка времени, представляемого дендрохронологическим рядом.

На рис. 2 представлены результаты такого эксперимента. При вычислении оценок спектральной плотности использовались два основных метода: Блэкмана–Тьюки и метод максимума энтропии. Для первого метода использовались два спектральных окна: Тьюки–Хемминга и Парзена. Для второго – множители типа Тьюки–Хемминга.

Для выделения определенных частотных полос применялась узкополосная фильтрация. В работе использовались фильтр, коэффициенты которого представляют собой коэффициенты усеченного ряда Фурье разложения П–образной функции и оптимальный фильтр в смысле чебышевского приближения к П–образной частотной характеристики, предложенный в работе ( McClellan, Parks, Rabiner , 1973).

Результаты проведенного анализа суммированы в виде следующих положений:

1. Использование оценки спектральной плотности адекватно отражают частотную структуру рядов, построенных по деревьям, произрастающих в экстремальных климатических условиях. Ряды индексов прироста модельных деревьев, взятых в однородных экологических условиях, показывают склонные спектры. Оценки спектров, построенных по отрезкам временных рядов длиной от 200 до 1010 лет, не претерпевают существенных изменений в промежутке времени 300–500 лет.

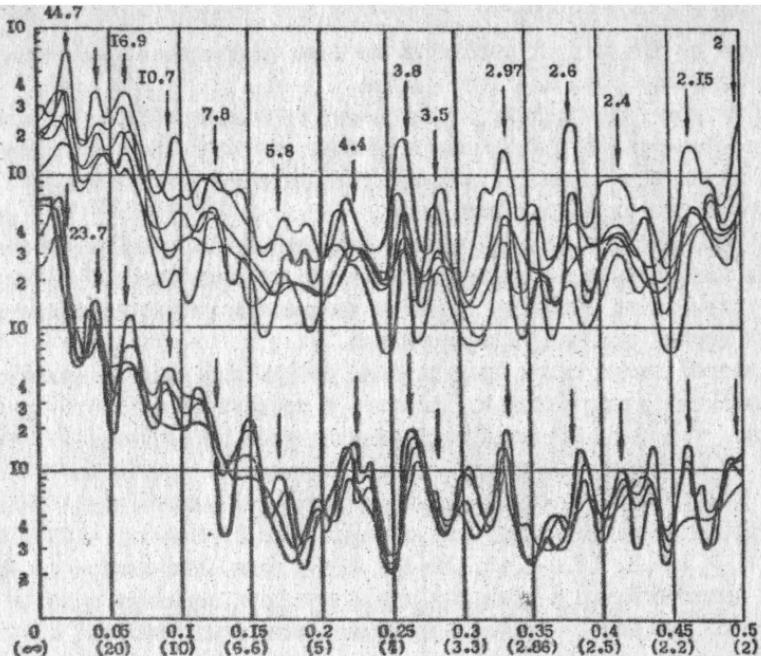


Рис. 2. Оценки спектральной плотности по методу максимума энтропии отдельных рядов, входящих в состав генерализованного ряда 50-54. А - оценки спектральной плотности для рядов продолжительностью от середины ХУП века до 1969 г., Б - то же для рядов продолжительностью от III до ХУП веков

Это позволяет успешно применять спектральные методы анализа стационарных случайных процессов.

2. В спектральном разложении рядов существуют важные узкие частотные полосы, на которых дисперсия значительно выше по сравнению с соседними частотами. Ширина этих полос составляет примерно 0.02–0.03 цикл/год. Эти частотные полосы могут характеризовать циклическость динамики прироста древесины.

3. Изменение плотности спектра при переходе от одной важной полосы частот к другой происходит непрерывно. Нет дискретных переходов по мощности частот. Можно говорить лишь о доминирующих частотах (вносящих больший вклад в дисперсию ряда по сравнению с другими). На частотах между доминирующими дисперсия не исчезает.

Исходя из выдвинутых положений мы даем следующее определение, характеризующее основные черты цикла.

Под циклом будем понимать компоненту обобщенного ряда, которая соответствует узкой важной полосе частот в спектральном разложении, если эти частоты важны для большинства рядов модельных деревьев, входящих в состав обобщенного ряда.

При этом дробные периоды циклов понимаются как средние значения близких длин циклов за период наблюдений, так как процесс формирования прироста по существу является дискретным процессом. Вегетационный период отделен периодом покоя.

Во второй части главы представлены результаты анализа циклических колебаний относительного прироста в пределах Уральского хребта. Показано, что большая часть выделенных циклов проявляется во всех природных провинциях (Полярный, Приполярный, Северный и Южный Урал). Наиболее распространеными и общими для высокогорий Уральского хребта являются следующие циклы: 2.1-2.2, 2.8-3.1, 3.3-3.7, 3.9-4.4, 5.3-6.0, 10.0-11.5, 16-18, 21-24 года. Ряд циклов проявляется исключительно в пределах одной или двух соседних провинций Урала. Для Южного Урала характерны циклы длительностью 4.6-5.0 и 7.5-8.4 года, для Приполярного и Северного Урала - 36-39 и 41-45 лет, для Северного и Южного Урала - 12-14 лет. Имеются циклы характерные для определенного вида древесного растения (для рядов по сосне - 32-34-летний цикл, для рядов по ели - 12-14- и 41-45-летний, для рядов по лиственице - 16-18-летний).

Из результатов кросс-спектрального анализа для рядов по лиственице сибирской в пределах Уральского профиля можно заключить, что высокая когерентность существует лишь на циклах длительностью 3.4-3.5, 4.1-4.3, 8.8-9.6, 16-18 лет. Сдвиг фаз отсутствует. Однако перекрестная датировка между рядами, полученным для северной и южной оконечностей Уральского профиля отсутствует.

Для рядов по ели сибирской в пределах всего профиля прослеживается хорошая связь лишь на циклах длительностью 3.3-3.6 и 4.2-4.5 лет. Сдвиг фаз отсутствует.

Кросс-спектральным анализом рядов в пределах каждой из провинций выявлено запаздывание в проявлении экстремумов доминирующих циклов в рядах по ели сибирской по сравнению с рядами по лиственице примерно на 20-30% от продолжительности циклов.

В третьей части главы дается прогноз теплообеспеченности вегетационных периодов лесной растительности на верхнем и полярном пределах ее произрастания по следующим четырем районам: Северному

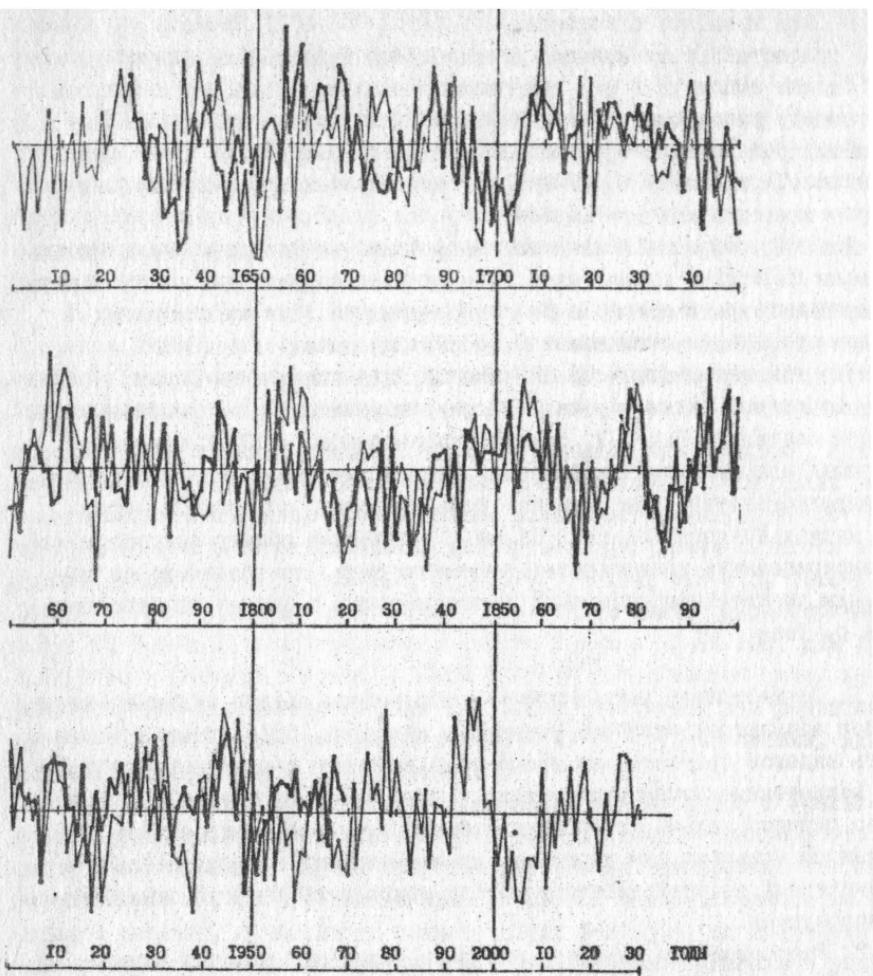


Рис. 3. Исходный дендрохронологический ряд 50 (жирная линия),  
его аппроксимация и экстраполяция (тонкая линия).

и Южному Уралу, нижнему течению рр. Печоры и Таза. Это делалось следующим образом: 1) производилась фильтрация обобщенных рядов с целью выделения только тех частотных полос, на которых оценки спектральной плотности дают увеличенное значение; 2) выделенные циклы аппроксимировались синусоидами; 3) прогнозный ряд относитель-

ных приростов представлялся в виде суммы подобранных синусоид.

Оценка амплитуд и фаз аппроксимирующих синусоид производилась по методу наименьших квадратов. При этом, чтобы избежать плохих свойств решения плохо обусловленной системы линейных уравнений (Тихонов, Арсенин, 1979) оценка частот аппроксимирующих синусоид осуществлялась методом перебора.

Для характеристики качества аппроксимации исходных рядов использованы несколько показателей: коэффициент корреляции, синхронности и среднеквадратическая ошибка аппроксимации. Для несложенных рядов корреляция составляет 0.5–0.6, синхронность – 66–68%, ошибка аппроксимации – 25–32 единицы, для сложенных рядов, у которых исключены циклы короче 7–11 лет, корреляция с аппроксимирующим рядом составила 0.6–0.7, ошибка аппроксимации – 13–21 единица. Хорошая аппроксимация выделенных циклов позволяет экстраполировать дендрохронологические ряды по сумме синусоид, по крайней мере, на несколько десятков лет. На рис. 3 приведен пример аппроксимации и экстраполяции дендрохронологического ряда, построенного по деревьям лиственницы сибирской произрастающих в районе нижнего течения р. Таза.

#### Выводы.

1. Осуществлена математическая постановка задачи индексирования рядов абсолютных значений годичного прироста. Предлагается вычислять индексы прироста как процентные значения абсолютного прироста заключенные между максимально и минимально возможным приростом. Дано решение задачи при помощи нелинейного программирования. Ряды индексов прироста для деревьев, произрастающих в одних районах и вычисленных по предложенному методу показывают высокую синхронность и корреляцию.

2. Распределения индексов прироста отдельных моделей одного района для каждого года в общем случае полимодально. Показано, что причиной образования неоднородности в распределениях является реакция деревьев на суммарное действие различных факторов, ограничивающих рост. Разработана математическая модель, описывающая полимодальные распределения и метод оценки параметров модели. На основе модели создана методика вычисления индексов прироста обобщенного ряда, согласно которой для оценки климатически обусловленного прироста необходимо брать среднее группировки с максимальной модой.

3. Дендрохронологические ряды можно приближенно считать реализациами случайного стационарного процесса на достаточно длительном

промежутке времени (300–500 лет). Это является основанием для характеристики частотной структуры дендрохронологических рядов методами спектрального анализа.

4. В спектральном разложении рядов существуют важные узкие частотные полосы, на которых дисперсия выше по сравнению с соседними. Ширина этих полос составляет примерно 0.02–0.03 цикл/год. Такие полосы могут характеризовать цикличность в динамике прироста, если они являются важными для большинства рядов выбранного района исследований.

5. Анализ частотной структуры рядов, построенных для различных природных провинций Урала показывает, что количество циклов увеличивается при движении с севера на юг. Типы условий местообитания практически не оказывают влияния на набор циклических составляющих в рядах, полученных в пределах таких провинций, как Полярный, Приполярный и Северный Урал. Такое влияние прослеживается в пределах высокогорий Южного Урала, где ослаблена роль общего лимитирующего фактора. Наиболее распространеными для высокогорий Урала являются следующие циклы: 2.1–2.2, 2.8–3.1, 3.3–3.7, 3.9–4.4, 5.3–6.0, 10.0–11.5, 16–18, 21–24 года. Для Южного Урала характерны циклы длительностью 4.6–5.0, 7.5–8.4, для Северного и Южного Урала – 12–14 лет, для Приполярного и Северного Урала – 36–39 и 41–45 лет. Имеются циклы характерные для определенного вида древесного растения: для рядов по сосне – 32–34-летний, для рядов по ели – 12–14 и 41–45-летний, для рядов по лиственнице – 16–18-летний.

6. Корреляционный и кросс-спектральный анализ рядов с Уральского профиля показывает, что наиболее тесная связь и синхронность зафиксирована между рядами прироста лиственницы сибирской. Это свидетельствует о том, что лиственница сибирская более отзывчива на изменение внешних, в частности климатических факторов, по сравнению с елью сибирской и сосной обыкновенной. Выявлено запаздывание в рядах по ели в проявлении экстремумов доминирующих циклов по сравнению с рядами по лиственнице примерно на 20–30% от продолжительности циклов. В высокогорьях Урала и на полярном пределе леса лиственница является видом, наиболее пригодным при проведении дендроклиматологического анализа. Наиболее тесные связи получены при сравнении рядов для соседних природных провинций, особенно между Полярным-Приполярным и Приполярным-Северным Уралом. По набору циклических составляющих, тесноте связей и синхронности между рядами и циклами изученную территорию можно разделить на два крупных района – северный, куда входят

Полярный, Приполярный и Северный Урал и южный, куда входит лишь Южный Урал.

7. На основе полигармонической модели с частотами, приходящимися на важные полосы частот в спектральном разложении, построены прогнозные ряды динамики относительного прироста деревьев для некоторых районов Урала и Западной Сибири. Прогнозные ряды отражают возможное изменение в теплообеспеченности вегетационных периодов, поскольку термический режим периода вегетации является общим лимитирующим фактором для исходных исследованных рядов.

В районе нижнего течения р. Печора индексы прироста если сибирской ожидается ниже нормы в 1981–1986 и 1991–2000 гг., а выше нормы – в 1987–1990 и 2001–2010 гг.; в районе Обско-Тазовской лесотундры ниже нормы ожидается в 1985–1990 гг., а выше нормы – в 1981–1984 и 1991–2010 гг.; в районе Северного Урала ниже нормы – в 1985–1988, 1995–2000 и 2005–2007 гг., а выше нормы – в 1981–1984, 1989–1994, 2001–2004 и 2008–2010 гг.; в районе Южного Урала ниже нормы – в 1981–1992, 1996–1997 и 2004–2005 гг., а выше нормы – в 1993–1995, 1998–2003 и 2006–2010 гг.

Основные положения диссертации опубликованы в следующих работах:

1. Мазепа В.С. К методике усреднения индексов в дендрохронологических рядах.–В кн.: К III Всес. конф. по дендроклиматологии "Дендроклиматические исследования в СССР".–Архангельск, 1978, с.56

2. Мазепа В.С. Соотношение циклов в дендрохронологических рядах.–В кн.: Проблемы экологии, рационального использования и охраны природных ресурсов на Урале.–Свердловск, 1980, с.65–66

3. Мазепа В.С. Метод расчета индексов годичного прироста обобщенного дендроклиматологического ряда.– Экология, 1982, № 3, с.21–28.

4. Шиятов С.Г., Мазепа В.С. Прогноз тенденций климатогенных смен лесной растительности в Большеземельской и Западносибирской лесотундре.–В кн.: Биологические проблемы севера. Тезисы X Всес. симпозиума.–Магадан, 1983, с.173

5. Мазепа В.С. Спектральный подход при определении циклов в дендрохронологических рядах.–В кн.: Ботанические исследования на Урале (Информационные материалы).–Свердловск, 1984, с.51–52

6. Мазепа В.С. Опыт аппроксимации дендрохронологического ряда синусоидами с некратными частотами.–В кн.: Человек и ландшафты. Влияние человека на растительный компонент и первичную продуктивность экосистем.–Свердловск, 1984, с.65–67

7. Абросов Н.С., Мазепа В.С. Современные подходы при изучении  
дendрохронологической информации и анализ временных рядов. -  
Препринт. ИФ СО АН СССР. - Красноярск, 1984, 51 с.

БГУ -

Типография Института физики им. Л.В.Киренского СО АН СССР  
660036, Красноярск, Академгородок

Заказ № 614 Объем п.л. I Тираж 100 экз.

Подписано к печати 14.12.84 г.

АЛС 5178