

к югу эти показатели постепенно снижаются и наименьших значений достигают на Южном Урале.

Наиболее тесные связи установлены при сравнении рядов, полученных для соседних природных провинций, особенно между Полярным – Приполярным и Приполярным – Северным Уралом. Снижение связи между рядами и отдельными циклами по мере удаления районов исследований связано в первую очередь с изменением циклической структуры дендрохронологических рядов. По набору циклических составляющих, тесноте связи и синхронности между рядами и циклами изученную территорию можно разделить на два крупных района – северный, куда входят Полярный, Приполярный и Северный Урал, и южный, включающий лишь Южный Урал.

Поскольку природа циклов, выделенных в дендрохронологических рядах, в большинстве случаев неизвестна или имеются лишь некоторые предположения, то установить их реальность и климатическую значимость можно только на массовом материале. В связи с этим при анализе циклическости желательно иметь хотя бы несколько рядов, полученных по одному виду древесного растения в пределах однородного климатического района.

Литература

- Гренджер К., Хатанака М. Спектральный анализ временных рядов в экономике. – М.: Статистика, 1972. – 312 с.
- Дроздов С.А., Григорьева А.С. Многолетние циклические колебания атмосферных осадков на территории СССР. – Л.: Гидрометеоздат, 1971. – 158 с.
- Комин Г.Е. Циклическость в динамике прироста деревьев и древостоев сосны таежной зоны Западной Сибири. – Изв. СО АН СССР, 1970, № 15. Сер. биол. наук, вып. 3, с. 36–44.
- Полозова Л.Г., Шиятов С.Г. Влияние климатических факторов на радиальный прирост деревьев в высокогорных районах Урала. – Тр. ГГО, 1979, вып. 403, с. 114–128.
- Шиятов С.Г. Дендрохронологическое изучение ели сибирской в низовье реки Таза. – В кн.: Дендроклиматохронология и радиоуглерод. (Материалы II Всесоюз. совещ. по дендрохронологии и дендроклиматологии). Каунас: изд. Ин-та ботан. АН ЛитССР, 1972, с. 76–81.
- Шиятов С.Г. Пути устранения неоднородности дендрохронологических рядов. – В кн.: Продуктивность и рациональное использование растительности Урала. Свердловск, 1980, с. 90–100.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ РИТМИЧЕСКИХ КОЛЕБАНИЙ РАДИАЛЬНОГО ПРИРОСТА ДЕРЕВЬЕВ ДЛЯ ПРОГНОЗА ИЗМЕНЧИВОСТИ КЛИМАТИЧЕСКИХ УСЛОВИЙ

Л. Кайрюкштис, Й. Дубинский

Литовский НИИ лесного хозяйства

Как известно, в годичных слоях прироста древесных растений аккумулируется информация о явлениях, протекающих в окружающей среде, и прежде всего информация об изменении климатических условий. Во многих работах советских и зарубежных дендрохронологов выявлены наиболее характерные ритмы колебаний индексов ширины годичных колец в основном внутривековой продолжительности /Комин, 1970; 1972; Шиятов, 1972, 1973, 1975; Берри и др., 1979; Ловелиус, 1979; Fritts, 1976; и др./. Имеются данные о наличии тесной связи ритмов прироста с солнечной активностью и комплексами климатических показателей /Битвинскас, 1974, 1978; Комин, 1970, 1972; Ступнева, Битвинскас, 1978; Ловелиус, 1979; Стравинскене, 1979; Stockton, Fritts, 1971; La Marshe, Fritts, 1972; Blasing, Fritts, 1975, 1976; Fritts, 1976; Kairiukštis, 1981; и др./. Только в Советском Союзе насчитывается свыше 400 дендрощкал, отражающих информацию об изменениях климата в прошлом /Шиятов, 1972, 1975, 1977, 1979; Битвинскас, 1981; Kairiukštis, 1981; и др./. Все это создает надежную базу для прогноза изменчивости экологического воздействия климатического фона как на ростовые процессы в лесу, так и на устойчивость всей биоты в будущем.

Цель настоящей работы – исследовать ритмические колебания в дендрохронологических рядах, составить модель и прогнозы колебаний индексов прироста. Особенно актуально составление моделей и прогноза обобщенных рядов, полученных для различных типов условий произрастания, в которых проявляются не только короткие ритмы (продолжительностью 9–24 лет), но и вековые изменения климатического фона для крупных регионов.

Отметим несколько работ, посвященных решению вышеупомянутых вопросов математическими методами. Американские ученые для выявления 22-летнего цикла в дендрохронологических и климатологических временных рядах использовали фильтрацию и спектральный анализ /Stockton, Fritts, 1971; La Marshe, Fritts, 1972; Fritts, 1976; Mitchell e. a., 1979; и др./. Для изучения ритмики прироста на различных участках профиля Мурманск – Карпаты А. Ступнева, Т. Битвинскас /1978/ тоже применяли спектральный анализ. Б.Л. Берри, А.А. Либерман, С.Г. Шиятов /1979/ методом гармонического анализа исследовали ритмические колебания индексов прироста лиственницы. Для аппроксимации и прогноза индексов при-

роста упомянутые авторы предложили следующую модель:

$$X(t) = a + bt + \sum_{j=1}^n A_j \cos(2\pi t/T_j - \varphi_j),$$

где $a + bt$ - линейная часть уравнения; A_j , T_j , φ_j - амплитуда, период и фаза j -го колебания; T_j - целые числа. Д. Шипените, А. Жиливичюс /1983/ для аппроксимации и прогноза годичного прироста деревьев предложили следующую модель:

$$X(t) = M_t + F_t + L_t,$$

где $\{M_t\}$ - медленно меняющаяся функция (тренд); F_t - конечная сумма гармонических компонент; $\{L_t\}$ - процесс авторегрессии.

Предметом исследований были в основном дендрохронологические ряды по сосне из ЛитССР продолжительностью 90-200 лет /Битвинскас, 1978, 1981; Стравинскене, 1979, 1981/, из Карелии продолжительностью 270-358 лет /Битвинскас, Кайрайтис, 1979/, с Урала продолжительностью 413-505 лет /Шиятов, 1979/; по дубу из ЛитССР продолжительностью 130-315 лет /Кайрайтис, 1978, 1979/; по ели из ЛитССР продолжительностью 103-120 лет /Стравинскене, 1979, 1981/, с Украинских Карпат продолжительностью 287 лет /Колишук, 1979/, из Западной Сибири длиной 723 года /Шиятов, 1972/; по лиственнице с Урала и Западной Сибири продолжительностью 279-876 лет /Шиятов, 1975, 1979/; по кедру с Украинских Карпат продолжительностью 240-385 лет /Колишук, 1981/, из Западной Сибири продолжительностью 697 лет /Шиятов, 1973/; по ольхе черной из ЛитССР длиной 90-110 лет /Стравинскене, 1979, 1981/; по хвойным деревьям с верхней границы леса /Ловелиус, 1979/. Также исследовались дендрошкалы из США (штаты Вашингтон, Орегон) и Канады продолжительностью 206-1251 год по пихте, сосне и ели /Tree-ring..., 1973, 1976; Cropper, Fritts, 1981/.

Для составления моделей и прогноза колебаний дендрохронологических рядов сначала было исследовано 76 рядов продолжительностью 88-160 лет из ЛитССР по ели, дубу, сосне и ольхе черной /Битвинскас, 1974, 1978, 1979, 1981; Кайрайтис, 1978, 1979; Стравинскене, 1979, 1981/, из которых примерно 13% являются мастерхронологиями¹ для соответствующих пород и мест произрастания. Визуальное рассмотрение этих рядов позволяет утверждать, что подавляющее большинство из них можно считать реализациями стационарных процессов, и примерно в 85% этих рядов визуально обнаруживаются колебания, похожие на поведение суммы периодических состав-

¹ Под термином "мастерхронология" (по аналогии с определением в зарубежной литературе) понимаются сводные дендрохронологические ряды, полученные из большого количества проанализированных деревьев, отражающих индексы климатических колебаний определенного региона.

ляющих. В рядах с увлажненных мест произрастания, составленных по большому количеству материала /Битвинскас, 1974; Стравинскене, 1981/, максимумы и минимумы повторяются через 9-12 лет. В спектральных плотностях почти всех рядов имеются значимые (с 95%-ным уровнем значимости) пики, соответствующие периодам 10-13,3; 20-24 лет, в 70% дендрошкал порядок значимых коэффициентов корреляционной функции превышает 15, а в рядах с увлажненных мест корреляционная функция вообще гаснет /Там же/.

Далее в дендрохронологических рядах и в рядах прологарифмированных индексов по методике Б.Л. Берри и др. /1979/ выделялась компонента

$$f(t) = A_0 + \sum_{j=1}^n A_j \cos(2\pi t/T_j - \varphi_j),$$

где T_j - целые числа. Для ее выделения названная методика использовалась потому, что длины ритмов, определенные по пикам спектральной плотности или по значимым коэффициентам Фурье, зависят от окна сглаживания и являются дробными (предположение, будто длины ритмов - целые числа более соответствуют действительности). Корреляционная функция остатков $u_t = y_t - f(t)$ или $v_t = \ln y_t - f(t)$

(здесь y_t - ряд индексов) гаснет очень медленно, порядок авторегрессии рядов u_t и v_t оказывается из интервала 5-10, а у 70% рядов дисперсии остатков превышает 70% дисперсии ряда u_t или v_t . Поскольку необходимы модели, которые давали бы прогнозы на 10-15 лет, то ряды u_t или v_t аппроксимировать рядом авторегрессии не следует.

Полученные результаты позволяют утверждать, что динамику индексов $X(t)$ рядов длительностью 90-150 лет из ЛитССР наилучше отражают следующие модели:

$$X(t) = A_0 + \sum_{j=1}^n A_j \cos(2\pi t/T_j - \varphi_j) + \varepsilon_t \quad (1)$$

или

$$X(t) = \exp \left\{ A_0 + \sum_{j=1}^n A_j \cos(2\pi t/T_j - \varphi_j) + \varepsilon_t \right\}, \quad (2)$$

где $\{\varepsilon_t\}$ - случайный коррелированный ряд; n подбирается в пределах от 3 до 15 так, чтобы коэффициент синхронности между фактическим и аппроксимирующим рядами был как можно больше, а сумма квадратов отклонения - как можно меньше. T_j , $j = \overline{1, n}$, обычно подбираются из интервалов 7-14, 20-25 лет (рис. 1). Что касается адекватности моделей (1) или (2), то почти по всех рядах (примерно в 90%) аппроксимирующая функция улавливает 85-90% крупных повышений и понижений ряда, а в мастерхронологиях с влажных местообитаний ЛитССР - примерно 95-100% крупных колебаний ряда. Отметим, что крупные повышения и понижения длительностью

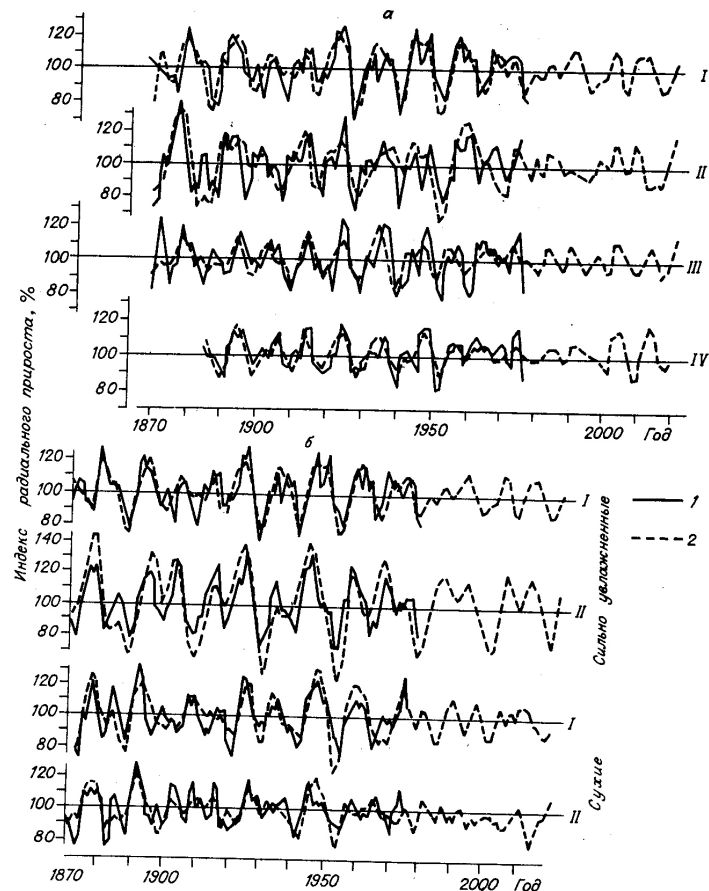


Рис. 1. Фактический ход индексов прироста (1) и значения аппроксимирующей функции (формула 1) (2).

а — для ельников осоково-вейниковых (I) и осоковых (II); для черноольшаников осоковых (III) и осоково-вейниковых (IV); б — для сосняков (I) и ельников (II) разных местообитаний ЛитССР.

8–22 лет характеризуют общие благоприятные или неблагоприятные условия роста, поэтому прогнозы таких колебаний очень важны. Коэффициент синхронности между фактическим и аппроксимирующим рядами с увлажненных местообитаний по большому объему материала /Стравинскене, 1981/ и между аппроксимирующим и фактическим

рядами, сглаженными при помощи 3-летней скользящей с сухих местообитаний /Битвинскас, 1974/, колеблется в пределах 74–84%, а остаточная дисперсия меньше половины дисперсии ряда. В 66 из 76 изученных рядов коэффициент синхронности между аппроксимирующим и фактическим рядами, сглаженными при помощи 3-летней скользящей, также превышает 65%. В 80% изученных рядов из других районов СССР продолжительностью 100–150 лет (или за последние 100–150 лет длинных рядов) коэффициент синхронности также превышает 65%.

Результаты расчетов показали, что обе модели не применимы для рядов с большой дисперсией (800 и более). Коэффициент синхронности и сумма квадратов отклонений не являются удобными характеристиками адекватности модели. Нетрудно привести пример рядов (рис. 2, а, рис. 2, б (IV)), изменение которых довольно сходно, но коэффициент синхронности между ними 50%.

Поскольку ряды $X(t)$ продолжительностью 100–150 лет примерно стационарны, то с помощью моделей (1) можно прогнозировать $X(t)$ на 10–15 лет. Для проверки этого утверждения вычислялись параметры аппроксимирующих функций (1, 2) у 23 рядов /Битвинскас, 1974; Кайрайтис, 1978, 1979; Стравинскене, 1981/ без 10–15 и без 20–30 последних лет, подсчитывались прогнозы и сравнивались с фактическими данными. Оказалось, что в 19 рядах прогнозы правильно отразили динамику колебаний ряда, хотя коэффициент синхронности концов некоторых рядов меньше 50% (см. рис. 2).

Естественно возникает вопрос о применении моделей (1, 2) для аппроксимации и прогнозирования рядов большей продолжительности, например 200–450 лет. Но такие ряды, как правило, уже не стационарны (на некоторых рядах нестационарность хорошо обнаруживается и визуально) (рис. 3): результаты спектрального и гармонического анализов пересекающихся отрезков длиной 100–150 лет у таких рядов показывают, что динамика коротких ритмов (8–13, 20–25 лет) у них изменчива. Поэтому ритмы указанной продолжительности лучше выявляются в рядах продолжительностью 100–150 лет, а модели (1, 2) уже не подходят для аппроксимации и прогнозирования рядов длиной 200–450, если T_j , A_j , φ_j определяются по всему ряду.

Рассмотрим ритмы большой продолжительности. Предположим, что ритмы большой продолжительности могут отражать общий благоприятный или неблагоприятный климатический фон целого района. Тогда ритмика ростовых процессов короткой продолжительности (8–13, 20–25 лет) будет проявляться на фоне благоприятного или неблагоприятного влияния больших ритмов. В рядах из северных районов СССР и Северной Америки математическими методами пытались обнаружить цикличность в проявлении ритмов большой продолжительности (35 лет и более), чтобы выявить общую тенденцию изменчивости климатического фона этих регионов. Для этого было исследовано 17 дендрохронологических рядов из северных районов СССР (Урал, Карелия, Западная Сибирь, Литва) /Шиятов, 1972, 1973, 1979; Битвинскас, Кайрайтис, 1979; Ловелиус, 1979/ и 34 дендрохронологических ряда из Канады и северной части США (штаты Вашингтон, Орегон)

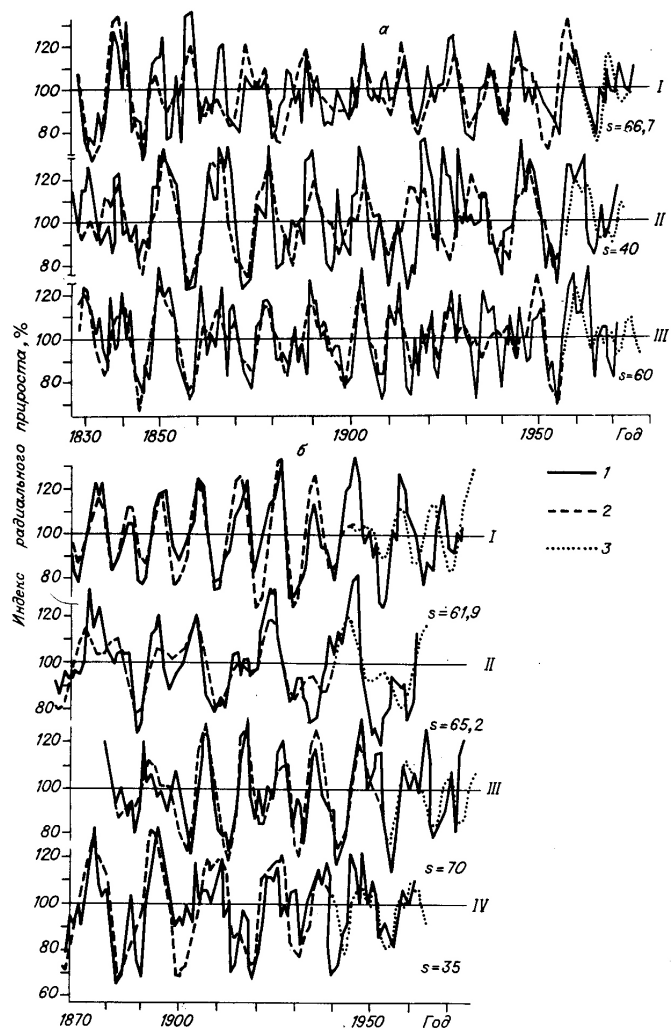


Рис. 2. Фактический ход индексов прироста (1), значения аппроксимирующей (2) и прогнозирующей (3) функций.
а - сосняк сфагновый (I) /Стравинскене, 1979/, дубяки-кисличники (II, III) /Кайрайтис, 1979/. Прогнозы для (I) рассчитаны по формуле (2), для (II, III) - по формуле (1); б - сосняк сильно увлажненных местообитаний (I), ельник черничный (III) /Стравинскене, 1979/, сосняки сфагновый (II) и чернично-брусничный (IV) /Битвинскас, 1974/. s - коэффициент синхронности, %.

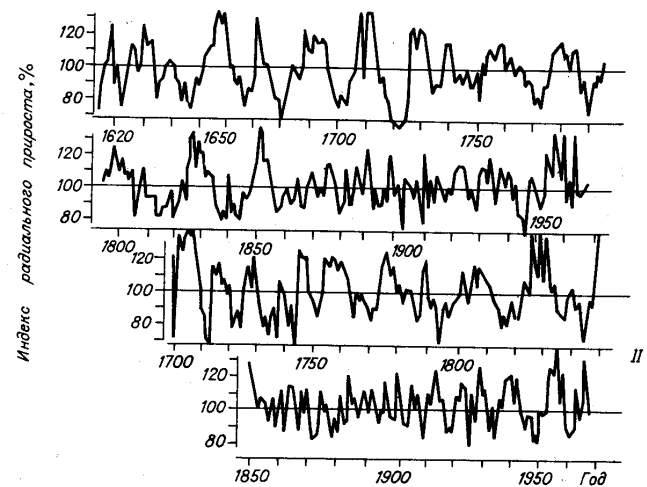


Рис. 3. Примеры явно нестационарных дендрохронологических рядов.

Сосняки: I - Кольского п-ова, II - Карельской АССР. /Битвинскас, Кайрайтис, 1979/.

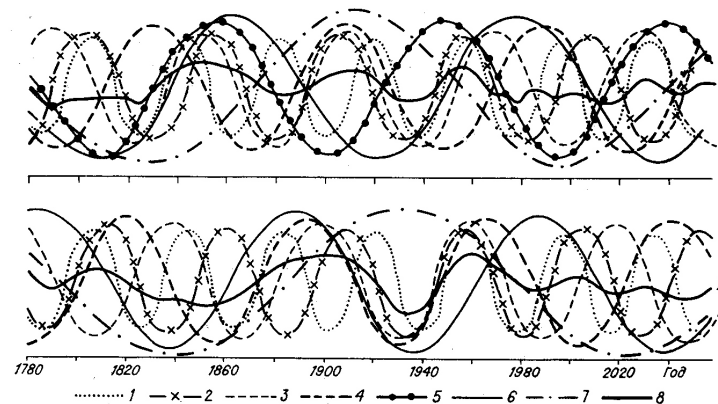


Рис. 4. Ритмические колебания в дендрощкалах СССР (I), США и Канады (II).

Ритмы соответственно для (I) и (II): 1) - 35-40, 37-39 лет; 2) 50-54, 46-53; 3) 58-60, 58-62; 4) 76-84, 72-78; 5) 90-93; 6) 110-117, 98-105; 7) 170-173, 178-192 года; 8) преобразующие ритмы.

с продолжительностью более 260 лет каждый [Tree-ring, 1973, 1976; Cropper, Fritts, 1981/.

Для выделения ритмов большой продолжительности у каждого ряда подсчитывались тригонометрические амплитуды для периодов от двух до половины ряда и спектральные плотности с разными продолжительностями окон сглаживания. Максимумы тригонометрических амплитуд и спектральных плотностей в обеих группах рядов появляются при частотах, соответствующих следующим продолжительностям ритмов: 35-40, 50-54, 58-60, 76-84, 90-93, 110-117, 171-176 лет в рядах по СССР и 37-39, 46-53, 58-62, 72-78, 98-105, 178-192 лет в рядах по США и Канаде (рис. 4). При этом во всех вышеуказанных группах ритмов имеется синхронность по фазам. Точки максимумов и минимумов почти всех (90%) периодов колебаний, лежащих во временном интервале 1880-1980 гг., при которых появляются пики тригонометрических амплитуд, отличаются от средней точки появления соответствующего экстремума не более $\pm 20\%$ длины средней продолжительности ритма соответствующего колебания. Почти половина максимумов тригонометрических амплитуд и спектральной плотности лежит ниже 95% доверительного уровня. В связи с этим возникает вопрос, не являются ли эти максимумы следствием ритмов короткой продолжительности. Для проверки этого предположения было составлено несколько временных рядов по формуле (1) продолжительностью 300-500 лет. Полагалось, что $\varepsilon_t=0$, а A_j, T_j и φ_j - длины ритмов, амплитуды и фазы, адекватные прогнозным параметрам рядов продолжительностью 100-150 лет. Для таких рядов подсчитали тригонометрические амплитуды и спектральные плотности. При частотах, соответствующих ритмам большой продолжительности, пиков в этих функциях не появилось. Таким образом, вышеупомянутые результаты подтверждают наличие ритмов большой продолжительности и позволяет определить средние продолжительности ритмов T_j и фазы ритмических колебаний φ_j , где $j=6,7$. Согласно предположению Б.Л. Берри и др. [1979/ о том, что с увеличением T_j увеличивается A_j , для каждого ритма придавали амплитуду, пропорциональную его длине. По формуле

$$\sum_{j=1}^n A_j \cos(2\pi t/T_j - \varphi_j), n=6,7, t=1,2,\dots, \quad (3)$$

где t - годы, составили преобразующие условного изменения эколого-климатического фона¹.

Следует отметить, что преобразующие групп рядов из северных районов СССР и Северной Америки имеют определенное сходство. Это означает, что в соответствующие периоды времени (например, 1920-1980 гг.) фоновые воздействия климатических колебаний большой продолжительности на ритмику колебаний короткой продолжитель-

¹ При определении $\varphi_j (j=1,7)$ за начало колебаний принят 1500 г.

ности по всей северной гемисфере в довольно продолжительные периоды времени могут быть сходными (см. рис. 4).

Рассмотрим использование полученных результатов в прогнозных целях. Сопоставляя кривую общего климатического фона (3) с прогнозами ритмических колебаний короткой продолжительности, полученными при помощи моделей (1, 2), например, для территории ЛитССР, можно дать прогнозы состояния климатической ситуации в целом (рис. 5). Преобразующая циклов большой продолжительности (3), по-видимому, может быть использована для общей характеристики активности продукционных процессов в Северном полушарии и для построения прогнозов, например, связанных с перспективами лесопользования, изменением концентрации CO_2 в атмосфере и т.п.

Поскольку модели (1, 2) хорошо аппроксимируют обобщенные ряды по различным породам и из разных мест произрастания, то они могут быть использованы для прогнозирования урожайности сельскохозяйственных культур в данном регионе. Например, такой прогноз рассчитан для ЛитССР.

Исследовалась также зависимость динамики урожайности зерновых культур ЛитССР от колебаний рядов $X_1(t)$ и $X_2(t)$, где $X_1(t)$ - ряд индексов прироста сосны (мастерхронология) из сухих местообитаний, а $X_2(t)$ - ряд индексов сосны (мастерхронология) из сильно увлажненных местообитаний. Поскольку те же самые климатические факторы (температура, осадки и др.) по-разному действуют на прирост деревьев в сухих и во влажных местах произрастания, значит можно предположить, что вектор $(X_1(t), X_2(t))$ отражает воздействие климатического фона в ЛитССР. Сначала в ряду по урожайности $y(t)$ (ц/га) методом наименьших квадратов выявили тренд $D(t)$, обусловленный удобрениями, агротехникой и т.п. Далее по формуле $\omega(t) = (y(t)/D(t)) \cdot 100\%$ определили свободные от тренда индексы урожайности $\omega(t)$, зависящие только от погодных условий. Стандартным методом регрессионного анализа (методом исключения) получили аппроксимацию $\omega(t)$ в виде следующего ряда:

$$\omega(t) = 14.6 + 1.07 \tilde{X}_2(t-1) - 1.54 \tilde{X}_1(t+2), \quad (4)$$

где

$$\tilde{X}_i(t) = A_o + \sum_{j=1}^n A_j \cos(2\pi t/T_j - \varphi_j),$$

$i=1,2$ - аппроксимация климатического фона на территории ЛитССР $(X_1(t), X_2(t))$. Аппроксимирующий ряд (4) имеет коэффициент синхронности с фактическими индексами $\omega(t)$, равный 72%. Опираясь на данные прогнозов тренда урожайности, климатического фона $(X_1(t), X_2(t))$ и формулу (4), были составлены примерные прогнозы урожайности (рис. 6).

До сих пор одним из наиболее известных экономических рядов является ряд индексов цен на пшеницу за 1500-1869 гг. в Англии, составленный лордом Бевериджем. При анализе связи ряда $B(t)$, полученного из ряда индексов цен на пшеницу после снятия тренда

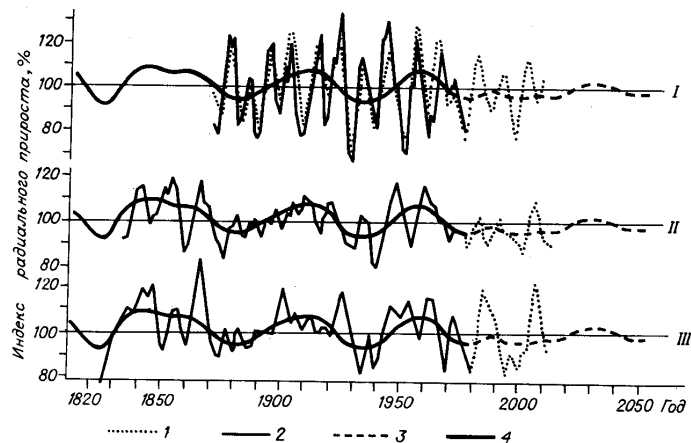


Рис. 5. Условия изменения эколого-климатического фона.

1 – прогнозы климатического фона для территории ЛитССР; 2 – прогнозы фактического прироста; 3 – аппроксимация климатического фона; 4 – преобразующая длинных ритмов (35 лет и более). Местобитания: I – избыточно увлажненные; II, III – сухие, Юго-Восточная Литва и Юодкранте соответственно.

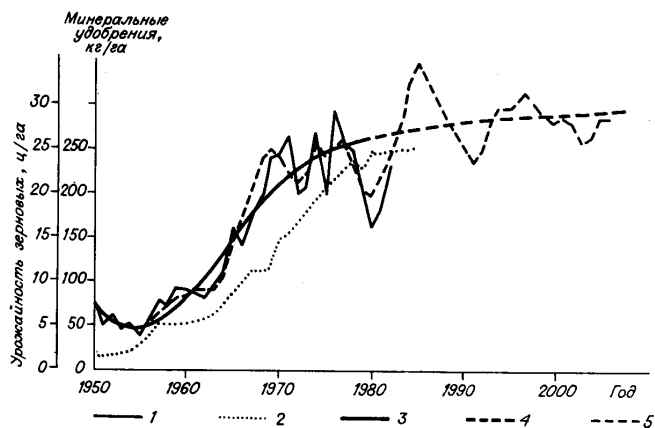


Рис. 6. Динамика урожайности зерновых в ЛитССР.

1, 5 – фактическая урожайность и ее прогноз на дендрохронологической основе; 2 – количество вносимых удобрений; 3, 4 – общий и прогнозируемый тренд изменения урожайности.

с помощью 11-летней скользящей, с рядом дендрохронологических индексов из Ирландии /Pilcher, Baillie, 1980/ $P(t)$, оказалось, что коэффициент синхронности между $B(t)$ и $P(t-1)$, сглаженными при помощи 3-летней скользящей, равен 41%. Закономерность объясняется, по-видимому, возрастанием цен на пшеницу после года с неблагоприятными условиями. Действительно, большинство пиков в этих рядах имеет противоположный характер, например, в 1571-1574, 1576-1578, 1603-1606, 1622-1626, 1648-1652 гг. и т.д. (рис. 7). Исключения из этого правила могут быть в некотором смысле объяснены социальными причинами: война с Испанией (1586-1588), гражданская война (1642-1648), Семилетняя война (1756-1763), англо-майсурские войны (1767-1769, 1780-1784, 1790-1792), Наполеоновские войны (1799-1815), экономический кризис (1829).

1. Для прогнозирования изменения климатических условий роста на 10-18 лет по дендрохронологическим рядам продолжительностью 100-150 лет лучше применять циклическую модель (1, 2). Аппроксимирующие функции в стационарных рядах улавливают 85-90% крупных повышений и спадов ряда.

2. Ритмы колебаний продолжительностью 8-13 и 20-25 лет лучше выявляются в дендрохронологических рядах продолжительностью 100-150 лет. У рядов длительностью 200 лет и более динамика малых ритмов (8-13, 20-25 лет) изменяется, и модели (1, 2) не подходят для аппроксимации и прогнозирования таких рядов, если параметры определяются по всему ряду.

3. В рядах большой продолжительности (260-1250 лет) из северных районов СССР и Северной Америки выделены следующие рит-

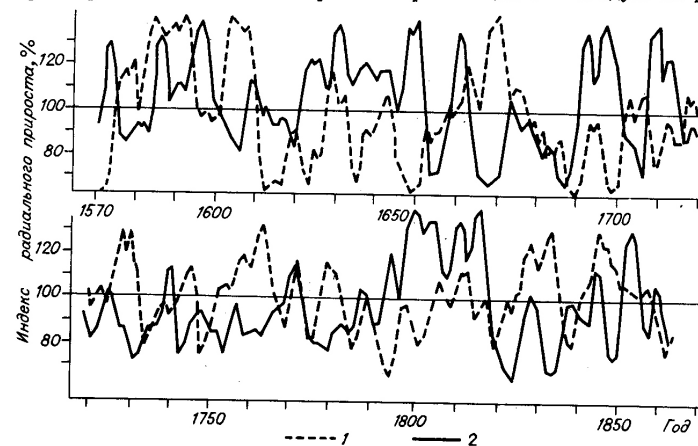


Рис. 7. Сопоставление индексов цен Бевериджа после снятия тренда с 11-летней скользящей средней (1) и с индексами прироста в Айрии, усредненными при помощи 3-летней скользящей (2).

мические колебания: 35–40, 50–54, 58–60, 76–84, 90–93, 110–117, 171–176 лет в СССР и 37–39, 46–53, 58–62, 72–78, 98–105, 178–192 лет в Северной Америке; установлены фазы колебаний у всех групп ритмов. Составлены по формуле (3) преобразующие условного изменения эколого-климатического фона, общие для северных частей Восточного и Западного полушарий.

4. Преобразующая ритмов большой продолжительности может быть использована для общей характеристики активности продукционных процессов в Северном полушарии и для построения прогнозов, например, связанных с перспективами лесопользования, изменения концентрации CO₂ в атмосфере и т.п.

5. Прогнозы на основе обобщенных дендрохронологических рядов из сухих и увлажненных местообитаний, полученные при помощи моделей (1, 2), могут быть использованы для прогнозирования урожайности сельскохозяйственных культур в соответствующих районах. Так, уже получены прогнозы по урожайности зерновых культур в Литовской ССР на ближайшие 10–15 лет.

Литература

- Берри Б.Л., Либерман А.А., Шиятов С.Г. Периодические колебания индексов прироста лиственницы сибирской в Тазовской лесотундре и их прогноз. – Экология, № 6, 1979, с. 22–26.
- Битвинскас Т.Т. Дендроклиматологические исследования. – Л.: Гидрометеиздат, 1974. – 173 с.
- Битвинскас Т.Т. Солнечная активность и закономерности радиального прироста сосны. – В кн.: Условия среды и радиальный прирост деревьев. Каунас: изд. Ин-та ботан. АН ЛитССР, 1978, с. 74–80.
- Битвинскас Т.Т. Дендрохронологические шкалы сосны Литовской ССР. – В кн.: Дендроклиматологические шкалы Советского Союза. Каунас: изд. Ин-та ботан. АН ЛитССР, 1981, с. 4–16.
- Битвинскас Т.Т., Кайрайтис И.И. Дендрохронологические шкалы профиля Мурманск – Карпаты. – В кн.: Дендроклиматологические шкалы Советского Союза. Каунас, 1979, с. 52–78.
- Кайрайтис И.И. Дубовые насаждения (*Quercus robur* L.). – В кн.: Условия среды и радиальный прирост деревьев. Каунас: изд. Ин-та ботан. АН ЛитССР, 1978, с. 22–38.
- Кайрайтис И.И. Дендрощкалы дубовых насаждений Литовской ССР. – В кн.: Дендроклиматологические шкалы Советского Союза. Каунас: изд. Ин-та ботан. АН ЛитССР, 1979, с. 5–26.
- Колишук В.Г. Дендрощкалы ели европейской в Украинских Карпатах. – Там же, с. 79–81.
- Колишук В.Г. Дендрощкалы кедровой сосны европейской в Украинских Карпатах. – В кн.: Дендроклиматологические шкалы Советского Союза. Каунас: изд. Ин-та ботан. АН ЛитССР, 1981, с. 47–49.
- Комин Г.Е. Цикличность в динамике прироста деревьев и древостоях сосны таежной зоны Западной Сибири. – Изв. СО АН СССР, 1970, № 15. Сер. биол. наук, вып. 3, с. 36–44.

- Комин Г.Е. Цикличность в динамике прироста деревьев. – В кн.: Проблемы экспертизы растительных объектов. М.: Наука, 1972, с. 54–67.
- Комин Г.Е. Прогноз прироста сосняков Зауралья. – В кн.: Дендроклиматологические исследования в СССР. (Тез. докл.). Архангельск, 1978, с. 29–30.
- Ловелиус Н.В. Изменчивость прироста деревьев. – Л.: Наука. Ленингр. отд-ние, 1979. – 230 с.
- Стравинскене В.П. Дендрощкалы заболоченных и болотных лесов Литовской ССР. – В кн.: Дендроклиматологические шкалы Советского Союза. Каунас: изд. Ин-та ботан. АН ЛитССР, 1979, с. 35–44.
- Стравинскене В.П. Дендроклиматологический анализ прироста деревьев в гидромелиоративных лесах Литовской ССР: Автореф. канд. дис. – М., 1981. – 25 с.
- Ступнева А., Битевинскас Т.Т. Динамика прироста сосны и спектральный анализ на различных участках профиля Мурманской области – Закарпатье. – В кн.: Условия среды и радиальный прирост деревьев. Каунас: изд. Ин-та ботан. АН ЛитССР, 1978, с. 70–74.
- Шипените Д., Жиливичюс А. Математическая модель временного ряда годовичного прироста деревьев. – В кн.: Тезисы докладов XXIV конференции Литовского математического общества. Вильнюс, 1983, с. 204–205.
- Шиятов С.Г. Дендрохронологическое изучение ели сибирской в низовье реки Таза. – В кн.: Дендроклиматохронология и радиоуглерод. (Материалы II Всесоюз. совещ. по дендрохронологии и дендроклиматологии). Каунас: изд. Ин-та ботан. АН ЛитССР, 1972, с. 76–81.
- Шиятов С.Г. Дендрохронологическая шкала кедра сибирского на северной границе его произрастания в долине р. Таз. – Лесоведение, 1973, № 4, с. 40–45.
- Шиятов С.Г. Сверхвековой цикл в колебаниях индексов прироста лиственницы на полярной границе леса. – В кн.: Биоэкологические основы дендрохронологии. (Материалы к симпозиуму 12-го международного ботанического конгресса). Вильнюс – Ленинград, 1975, с. 47–53.
- Шиятов С.Г. Длительная дендрохронологическая шкала по лиственнице сибирской для низовья р. Таза. – В кн.: Геоботаника, экология и морфология растений на Урале. Свердловск, 1977, с. 16–21.
- Шиятов С.Г. Дендрохронологические ряды Урала. – В кн.: Дендроклиматологические шкалы Советского Союза. Каунас: изд. Ин-та ботан. АН ЛитССР, 1979, с. 104–112.
- Blasing T.J., Fritts H.C. Past Climate of Alaska and Northwestern Canada as reconstructed from tree rings. – In: Climate of the Arctic. Fairbanks: Univ. of Alaska, 1975, p. 48–58.
- Blasing T.J., Fritts H.C. Reconstructing Past Climatic Anomalies in the North Pacific and North America from tree-ring Data. – Quaternary res., 1976, N 6, p. 563–579.

- Cropper J.P., Fritts H.C. Tree-ring width chronologies from the North American arctic. - Arctic and Alpine Res., v. 13, N 3, 1981, p. 245-260.
- Fritts H.C. Tree-ring and climat London. - New York - San Francisco: Acad. Press, 1976. - 567 p.
- Kairiūkštis L. Dendrochronology for the indication of back-ground climate variation. (Report to the USSR-USA symposium "Effect of Solar Variability on Climate", Vilnius, 1981). Kaunas, 1981. - 100 p.
- La Marche V.C., Fritts H.C. Tree-ring and sunspot numbers. - Tree-ring bull., 1972, v. 32, p. 19-33.
- Mitchell J.M., Stockton C.W., Meko D.M. Evidence of a 22-year rhythm of drought in the western United States related to the Hale Solar Cycle since the 17-th Century. - In: Solar-Terrestrial Influences on Weather and Climate. Holland, 1979, p. 125-143
- Pilcher J.R., Baillie M.G.L. Six modern oak chronologies from Ireland - Tree-ring bull., 1980, v. 40, p. 23-58.
- Stockton C.W., Fritts H.C. Conditional probability of occurrence for variations in climate based on width of annual tree-rings in Arisona. - Tree-ring bull., 1971, v. 31, p. 3-24.
- Tree-ring chronologies for dendroclimatic analysis (Laboratory of tree-ring research university of Arisona). - Tucson, 1976. - 26 p.
- Tree-ring chronologies of Western America. (Laboratory of tree-ring research university of Arisona). - Tucson, 1973, v. 1. - 51 p.; v. 5. - 32 p.; v. 6. - 24 p.

ОПЫТ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ РЕПЕРНОЙ СИСТЕМЫ СОЛНЕЧНОЙ АКТИВНОСТИ ДЛЯ ИЗУЧЕНИЯ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ ИЗМЕНЧИВОСТИ РАДИАЛЬНОГО ПРИРОСТА ДЕРЕВЬЕВ

Т.Т. Битвинскас

Институт ботаники АН ЛитССР

Начало исследования связей солнечной активности с изменчивостью прироста древостоев положили работы Т.Т. Битвинскаса /1968, 1974/, основной задачей которых являлось изучение закономерностей изменчивости радиального прироста деревьев и древостоев в различных фазах 22-летнего цикла солнечной активности. Для этого использовались ряды годовичных колец деревьев сосны, дуба и ели в пределах Литовской ССР, материалы дендрохронологического

Таблица 1

Средняя амплитуда изменчивости индексов радиального прироста сосны на профиле Мурманская обл. - Карпаты, %

Отрезок профиля	Фазы солнечной активности							
	$\bar{a}$	$\bar{a} \downarrow c$	c	$c \downarrow b$	b	$b \downarrow d$	d	$d \downarrow \bar{a}$
63°-69° с.ш.	18,3	24,3	16,4	18,4	15,3	24,0	16,5	22,8
58°-62,5° с.ш.	18,2	29,9	18,2	24,9	18,4	22,3	19,8	25,7
53°-57° с.ш.	14,9	34,9	18,3	26,2	15,9	23,5	23,8	31,0
48°-52,5° с.ш.	18,5	37,6	23,6	23,2	20,2	29,0	20,3	22,9
Средняя...	17,5	31,7	19,1	23,2	17,4	24,7	20,1	25,6

профиля по сосне Мурманская обл. - Карпаты, дендрохронологические ряды из некоторых других районов СССР и зарубежных стран /Дендроклиматологические шкалы..., 1978, 1981; и др./.

Так, была выявлена 22- и 11-летняя цикличность прироста древостоев в средних широтах нашей страны; установлена линейная связь амплитуд радиального прироста сосны от средней амплитуды солнечной активности в 22-летних циклах; проведена оценка радиального прироста в исследуемых районах по категориям прогностической ценности в отдельных фазах солнечной активности и определены их особенности в отдельных климатических районах профиля Мурманская обл. - Карпаты. В центральной и восточной частях Литвы в ФСА была изучена общая амплитуда индексов радиального прироста сосны, (разница значений индексов в определенном отрезке времени), погодичная изменчивость прироста, установлены случаи преобладания трендов (повышения или понижения) на общем фоне 22-летнего цикла (табл. 1).

Как видим, повышенной амплитудой изменчивости обладают индексы прироста сосны в фазе снижения ($\bar{a} \downarrow c$), а также в другие фазы повышения ($c \downarrow b$, $d \downarrow \bar{a}$) и понижения ($b \downarrow d$) солнечной активности. Но необходимо помнить, что средняя продолжительность выделенных фаз неодинакова. Если фазы повышенной и пониженной солнечной активности ($\bar{a}$, b и c , d) имеют длительность 2 года, то в остальных четырех фазах она в среднем составляет от 4,6 ($b \downarrow d$) до 2,5 ($c \downarrow b$) лет.

Годичная изменчивость индексов радиального прироста в отдельных фазах незначительная. В фазе $d \downarrow \bar{a}$ она составляет 12,49%, в фазе b - 9,1%, в Западной Белоруссии и Западной Украине варьирует от 15,0% в фазе $b \downarrow d$ до 10,3% в фазе c , в Северной Карелии и на Кольском п-ове для нее характерен больший диапазон колебаний (табл. 2).

Особый интерес представляет изучение тенденций изменения (трендов) индексов прироста в отдельных фазах солнечной активности. Как известно, из года в год прирост повышается (+), понижается