

МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ И НАУКИ РФ
ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ АВТОНОМНОЕ УЧРЕЖДЕНИЕ
ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ
«СИБИРСКИЙ ФЕДЕРАЛЬНЫЙ УНИВЕРСИТЕТ»

НЕЛИНЕЙНОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ДЕНДРОКЛИМАТИЧЕСКИХ ДАННЫХ И ЕГО ПРИМЕНЕНИЕ ДЛЯ ТЕРРИТОРИИ СИБИРИ

Шишов В.В., Попкова М.И., Тычков И.И.

Красноярск 2016

MINISTRY OF EDUCATION AND SCIENCE OF RUSSIAN FEDERATION
FEDERAL STATE AUTONOMOUS INSTITUTION OF HIGHER EDUCATION
SIBERIAN FEDERAL UNIVERSITY

УДК 51-76, 574.9
ББК 20.1-22.171

NONLINEAR ESTIMATION DENDROCLIMATIC DATA AND ITS APPLICATION TO THE TERRITORY OF SIBERIA

Shishov V.V., Popkova M.I., Tychkov I.I

Krasnoyarsk 2016

Рецензенты:

С.И. Сенашов, д-р физ.-мат. наук, проф.,
Сибирский государственный аэрокосмический университет
им. М.Ф. Решетнева

В.Г. Подопрigора, д-р физ.-мат. наук, проф.,
ФГАОУ ВПО «Сибирский федеральный университет»

Шишов В.В.
НЕЛИНЕЙНОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ДЕНДРОКЛИМАТИЧЕСКИХ ДАН-
НЫХ И ЕГО ПРИМЕНЕНИЕ ДЛЯ ТЕРРИТОРИИ СИБИРИ / В.В. Ши-
шов, М.И. Попкова, И.И. Тычков. – Красноярск: ООО РПБ «Амальгама»,
2016 – 128 с.

Книга представляет собой продолжение обзора математических методов нелинейного оценивания данных, применяемых в дендрохронологических, дендроклиматических и дендрэкологических исследованиях на основе методов имитационного моделирования, спектрального анализа и непараметрических статистик. Кроме теоретического обзора, в учебном пособии представлены примеры, описывающие практическое применение данных методов с соответствующей интерпретацией полученных результатов. Предложенные методы по выявлению различных пространственно-временных закономерностей в приросте древесных растений на территории высокоширотной Евразии представляют интерес для специалистов, занимающихся анализом пространственно-распределенных систем в географии, биологии, геофизике, экономике и социологии

Книга предназначена для специалистов, магистрантов и аспирантов высших учебных заведений.

Работа выполнена при поддержке гранта Российского научного фонда
(проект № 14-14-00219)

ISBN 978-5-906498-25-0

© ФГАОУ ВО «Сибирский федеральный университет», 2016
© Шишов В.В., Тычков И.И., Попкова М.И., 2016
© ООО РПБ «Амальгама»

Оглавление

<i>Предисловие</i>	6
<i>Введение</i>	8
П.1. Нелинейное оценивание кинетики сезонной продукции клеток на основе имитационной модели прироста годовых колец древесных растений Ваганова-Шашкина. Моделирование и реконструкция.....	10
П.2. Спектральный анализ нечисловых данных. Метод эмпирических категориальных коррелограмм: алгоритм расчета.....	30
П.3. Анализ статистической устойчивости метода эмпирических категориальных коррелограмм: вычислительный эксперимент.....	44
П.4. Пример использования метода эмпирических категориальных коррелограмм при анализе сверхдлительных древесно-кольцевых хронологий	53
П.5. Нелинейные эффекты и механизмы их возникновения в анализе пространственной согласованности прироста древесных растений по сверхдлительным древесно-кольцевым хронологиям Севера Евразии	61
П.6. Сингулярный спектральный анализ (ССА). Модификация метода «Гусеница». Применение ССА в дендроклиматических исследованиях.....	78
П.7. Применение сингулярного спектрального анализа и непараметрических статистик для выявления общего климатического сигнала в длительных древесно-кольцевых хронологиях.....	86
<i>Заключение</i>	110
<i>Литература</i>	113

Shishov V.V.

NONLINEAR ESTIMATION DENDROCLIMATIC DATA AND ITS APPLICATION TO THE TERRITORY OF SIBERIA / Shishov V.V., Popkova M.I., Tyshkov I.I. Amalgama – Krasnoyarsk. 128 p

This book is a continuation of previous review the mathematical methods for nonlinear estimation in dendrochronology, dendroclimatology and dendroecology based on simulation modeling methods, spectrum analysis and nonparametric statistics. As an addition of the theoretical basis the tutorial provides the practical application examples of these methods with an adequate interpretation the results. The proposed methods of detection in different tree growth space-time patterns in high-latitude Eurasia will be an interest to professionals who work with analysis of spatially distributed systems in geography, biology, geophysics, economics and sociology.

The book is intended for specialists, undergraduate and graduate students of higher educational institutions.

The work was supported by the Russian Science Foundation
(project # 14-14-00219)

ISBN 978-5-906498-25-0

Предисловие

Книга является логическим продолжением работы Шишова В.В., Тычкова И.И., Попковой М.И. «МЕТОДЫ АНАЛИЗА ДЕНДРОКЛИМАТИЧЕСКИХ ДАННЫХ И ИХ ПРИМЕНЕНИЕ ДЛЯ ТЕРРИТОРИИ СИБИРИ», опубликованной в 2015 году при поддержке Российского научного фонда. В монографии дается обзор современных методов нелинейного оценивания данных в дендрохронологии, дендроклиматологии и дендроэкологии, которые позволяют решать различные проблемы современной экологии.

В частности, авторами предлагается новая версия параметризации имитационной модели Ваганова-Шашкина роста годовых колец деревьев – VS-осциллограф, разработанная по аналогии с физическим прибором осциллографом. Ключевое отличие от предыдущего воплощения VS-модели – это алгоритм визуализации и оптимизации для выявления и анализа закономерностей в приросте древесных растений в связи с изменениями основных климатических факторов (температуры и осадков). Показана возможность использования результатов моделирования для реконструкции кинетики продукции клеток в сезоне

В книге подробно описывается спектральный метод анализа категориальных данных – метод эмпирических категориальных коррелограмм (МЭКК), который является статистически устойчивым к различного рода шумовым воздействиям, даже в тех случаях, когда амплитуда коллорированного шума превосходит амплитуду сигнала. Показывается эффективность применения МЭКК

при анализе длительных древесно-кольцевых хронологий.

В работе описан известный алгоритм сингулярного спектрального анализа – метод «Гусеница». Авторами предложена модификация метода «Гусеницы» на базе формализации процедуры группировки сингулярных составляющих методами кластерного анализа, который успешно апробирован на дендроклиматическом материале, полученном для Внутренней Монголии, Китай.

Один из важных прикладных результатов по нелинейному оцениванию, полученный авторами совместно с зарубежными коллегами, связан с сопоставлением пространственной согласованности прироста северной Евразии с модельными экспериментами глобальной атмосферно-океанической циркуляционной модели HadCM3 (Tett et al., 2007) британского климатического центра Хадли (UK Hadley Centre) в рамках Европейского проекта SO&P (<http://www.cru.uea.ac.uk/cru/projects/soap/>). Этот анализ показал, что современный вариант глобальной циркуляционной модели HadCM3 плохо учитывает возможные пространственно-временные низкочастотные закономерности в региональных изменениях температуры, которые отчетливо проявляются при анализе согласованности косвенных источников о климатической изменчивости, каковыми являются, в частности, длительные древесно-кольцевые хронологии.

Введение

Интерес к климатическим изменениям вызван неординарными современными изменениями климата Земли (IPCC IV, 2007; IPCC V, 2014). В планетарном изменении концентрации углекислоты (и других парниковых газов) выделяются два периода: нарастание концентрации с малой скоростью (до 1960-х) и увеличение скорости роста концентрации углекислоты в последние десятилетия (Jones et al., 2001; Jones, 2002; Hulme, Jones, 1994; Kelly et al., 1996; Thorne et al., 2003; Damon, Peristykh, 2005; IPCC IV, 2007; IPCC V, 2014; Scheffer et al., 2012; Turner et al., 2014). Это отражается и в увеличении средней температуры, которое наиболее ярко в глобальном масштабе наблюдается в Северном полушарии (Jones, Briffa, 1992; 1995; Jones et al., 2001; Jones, 2002; IPCC IV, 2007). Этот температурный феномен называется «хоккейной клюшкой», основной причиной возникновения которого считается антропогенная составляющая (Jones et al., 2001; Jones, 2002; IPCC IV, 2007).

Как современные климатические изменения могут влиять на лесные экосистемы? Каковы механизмы такого влияния? Были ли подобные изменения в прошлом и как они отражались на приросте древесных растений? Как подобного рода изменения могут повлиять на развитие лесных экосистем в будущем? Как такие изменения могут влиять на первичную продуктивность?

В настоящее время накоплены уникальные пространственно-распределенные дендроклиматические данные (древесно-кольцевые хронологии и данные метеорологических станций), характеризующие динамическое состояние лесных экосистем на терри-

тории Российской Федерации под воздействием факторов климатической природы (Ваганов и др., 1995; 1996; 1999; 2000; Ваганов, Шиятов, 1999; Мазепа, 1999а; 1999б; Хантемиров, Шиятов, 1999; Шиятов, 1986; Шиятов, Ваганов, 1998; Шишов, 2000а; 2000б; Шишов и др., 2002; 2007а; 2007б; Briffa et al., 1995; 1998а; 1998б; 1998в; 2004; Cook et al., 1987; Fritts et al., 1971). Многие из поставленных выше проблем могут быть решены на основе использования этих массивов данных.

Но возникает другая проблема, какие методы анализа данных считать наиболее адекватными, учитывая нелинейный отклик древесных растений на внешние климатические условия окружающей среды.

Выбор конкретного подхода к решению задач по выявлению и анализу нелинейных связей между биологическими неопределенными системами и их компонентами обуславливается первичным набором данных, знанием основ функционирования изучаемых систем (например, общих принципов функционирования лесной экосистемы), внутренних и внешних факторов, оказывающих существенное влияние на поведение таких систем.

Предлагаемая работа посвящена описанию и обоснованию применения новых математических методов нелинейного оценивания пространственно-временной реакции древесных растений на меняющийся климат Земли для обширной территории Евразии.

Кроме теоретического обзора, в учебном пособии представлены примеры, описывающие практическое применение данных методов с соответствующей интерпретацией полученных результатов.

Актуальность темы исследования признана Российским научным фондом и поддержана грантом РНФ (проект № 14-14-00219).

Предложенные методы по выявлению различных пространственно-временных закономерностей в приросте древесных растений на территории высокоширотной Евразии представляют интерес для специалистов, занимающихся анализом пространственно-распределенных систем в географии, биологии, геофизике, экономике и социологии.

П.1. Нелинейное оценивание кинетики сезонной продукции клеток на основе имитационной модели прироста годичных колец древесных растений Ваганова-Шашкина. Моделирование и реконструкция.

Одной из основных задач дендрохронологии является изучение погодичной изменчивости качественных и количественных характеристик слоев прироста древесины и выявление факторов внешней среды, определяющих эту изменчивость (Мазепа, 1978; Ваганов и др., 1996; 2000; Ваганов, Шашкин, 2000).

В связи с ежегодным ростом объемов дендрохронологической информации существует постоянная необходимость в разработке методов и программ для выявления и обработки разного рода экологической информации из данных структуры годичных колец, а также сравнительного анализа результатов. Проведение сравнительного анализа моделируемой и наблюдаемой клеточной продукции древесных растений позволит отделить климатически обусловленную составляющую от других локальных воздействий (например, пожаров), присутствующих в клеточных профилях древесных растений. Основной целью исследования является получение расчетных кривых скорости роста, которые в дальнейшем будут использованы для идентификации дат продукции клеток, с построением кривых хода сезонного роста.

Одним из полезных инструментов в решении данной задачи является использование имитационных моделей роста деревьев. В целом, модели можно разделить на два класса: модели для прогнозов прироста деревьев (models for predictions) и модели, описывающие процесс роста (process-based models) (Vanclay, 1994). Модели прогноза прироста используются для эффективного выбора методов ведения лесного хозяйства. В таких моде-

лях иногда опускается влияние некоторых факторов и конкретных деталей.

В противоположность им существуют имитационные модели – модели, описывающие процесс роста на основе климатических данных, солнечной радиации, влияния почвенных характеристик на рост деревьев. Такие модели полезны для понимания исследуемых процессов роста и нахождения новых закономерностей, отражающих взаимодействие факторов внешней среды с биологическими процессами, происходящими внутри исследуемых биологических объектов – древесных растений (Tolwinski-Ward et al., 2011; Guiot et al., 2014). Именно к этим моделям и относится имитационная модель прироста годичных колец древесных растений Ваганова-Шашкина (Fritts et al., 1991; 1995; Ваганов, Шашкин, 2000; Vaganov et al., 2006; Anchukaitis et al., 2006; Evans et al., 2006; Touchan et al., 2012).

Новая версия модели – VS-осциллограф, разработанная по аналогии с физическим прибором осциллографом. Ключевое отличие от предыдущего воплощения VS-модели – это алгоритм визуализации и оптимизации для выявления и анализа закономерностей в приросте древесных растений в связи с изменениями основных климатических факторов (температуры и осадков).

VS-осциллограф позволяет моделировать нелинейную реакцию роста деревьев на изменения климата, оценивая при этом вклад каждой климатической переменной в изменчивость сезонной динамики формирования годичных колец древесных растений (Тычков и др., 2012; Shishov et al., 2016).

Базовый алгоритм модели Ваганова-Шашкина можно разделить на следующие этапы (Рис. 1.1):

- ввод климатических данных суточного разрешения.
- расчет интегральной скорости роста годичного кольца на основе входных климатических данных (Ваганов, Шашкин, 2000; Ивановский, Шишов, 2010).
- вычисление количества сформировавшихся за год клеток и их радиальных размеров на основе полученных интегральных скоростей роста.
- вывод результатов

Основные внешние факторы, оказывающие влияние на скорость роста и, тем самым, входные данные – **температура воздуха, влажность почвы и освещенность.**



Рис. 1.1. Блок-схема алгоритма модели

Ширина годичного кольца вычисляется на основе значений интегральной скорости роста, для вычисления которой используются принцип лимитирующего фактора, заложенный в следующем соотношении:

$$G(t) = g_E(t) \cdot \min \{ g_T(t), g_W(t) \},$$

где $G(t)$ – интегральная скорость роста, $g_E(t)$, $g_T(t)$, $g_W(t)$ – частные скорости роста, зависящие от приходящей иррадиации E , температуры T и содержания воды в почве W .

Модель оценивает ежедневный водный баланс на основе накопленных в почве осадков (с учетом или без таянья снега), испарения (зависимого от температуры) и стока (Thorntwaite, Mather, 1955). Количество приходящего солнечного света определяется моделью в зависимости от широты, на которой находится метеорологическая станция или дендрохронологический тест-полигон (Ваганов, Шашкин, 2000; Vaganov et al., 2006).

Далее на основе интегральной скорости роста вычисляется количество клеток, сформировавшихся за год, и их размеры.

Основной проблемой использования данной имитационной модели является большое количество параметров модели, которые нужно переоценивать для каждого нового местообитания. Возникает необходимость в параметризации модели на основе соответствующих информационных подходов.

VS-осциллограф является программным обеспечением с графическим пользовательским интерфейсом, созданным на базе



Рис. 1.2. VS-Осциллоскоп: вкладка «Open Data», вкладка «Parameterization»

компьютерного языка Lazarus – свободной среды разработки программного обеспечения, разработанной для и при поддержке компилятора Free Pascal. Данная среда программирования позволяет разрабатывать кросс-платформенное приложение, тем самым VS-модель можно использовать на компьютере независимо от установленной операционной системы (Windows, Linux и т.д.).

Интерфейс блока управления VS-осциллографа содержит две вкладки, предназначенные для ввода исходных данных (Рис. 1.2А) и настройки значений параметров роста (Рис. 1.2В). Исходные данные, содержащие суточные значения температур и накопленных осадков, а также значения исходной древесно-кольцевой хронологии, вводятся по определенному формату. VS-осциллограф оперирует 42-я параметрами, описывающими условия обитания исследуемых древесных растений. В соответствии с алгоритмом модели Ваганова-Шашкина (Рис. 1.1), параметры можно разделить на 2 группы: параметры, необходимые для вычисления интегральной скорости роста древесных колец – 25 штук, и параметры, необходимые для определения камбиальной активности – 17 штук. Значения 24 параметров можно изменять вручную на панели Model Parameterization, двигая индикаторы значений (в дальнейшем бегунки) вдоль значений шкал. Остальные параметры модели являются фиксированными и не меняют своих значений от условий произрастания древесных растений. По этой причине данные параметры не выводятся на панель.

Виртуальный дисплей представляет собой новое графическое окно с двумя графиками: красный – построенный на реальных данных (исходная древесно-кольцевая хронология), загруженных из файла *.crn; синий – график, построенный на данных модели, вычисленных программой (Рис. 1.3).

На первом этапе, пользователь загружает все необходимые данные. Через кнопку Browse указывается путь и имя следующих файлов:

- файл с основными 42-я параметрами (grrt50.par) в поле File of Parameters;
- файл с данными, необходимыми для вычисления камбиальной активности (CMB50.par) в поле File of Cambium Data;
- файл с данными для вычисления размеров клетки (CSC50.PAR) в поле File of Cell Size and Data for Calculation;

- файл с климатическими данными за год «Name****.CLI (****-год, с которого начинаются вычисления) в поле File of Climatic Data;
- в поле Latitude указывается широта выбранного дендроклиматологического участка в формате «градусы.десятые_градуса», например 70,62° с. ш. (широта для метеорологической станции) будут заданы в модель как 70.62;
- в поле Year of Ending of Calculation указывается год окончания расчетов. Например, если нужно произвести вычисления с 1975 по 1989 годы, необходимо выбрать файл с расширением .CLI и годом 1975, и в поле последнего года вычислений ввести 1989 (Рис. 1.2А) (Тычков и др., 2012).

После окончания работы программы полученные результаты сохраняются в новой папке Result – поддиректории папки с основным файлом параметров.

По завершении расчетов создаются несколько отдельных файлов с полученными результатами:

- **файл хронологий** (например, tura 1971-1977.dat) – в таблице представлены смоделированный индекс прироста (model), исходные хронологии для исследуемого участка (crn), нормированные значения моделируемой (NMOD) и исходной (NCRN) хронологий, номер дня, когда достигается минимальная температура для начала роста (Tmin), номер дня начала (BG1) и окончания сезона роста (EG1) для каждого года (Таблица 1.1).
- **файл скоростей** (например, tura rate 1971-1977.dat) - в таблице первый столбец год Year, следующие - номер дня t, температура Tem (°C), осадки Prec (мм), влажность почвы Sm (v/v), глубина оттаявшей почвы Dep (мм), интегральная скорость роста Gr, скорость в зависимости от влажности почвы Grw, скорость роста в зависимости от температуры GrT и величина суточной транспирации Solar (мм) (Таблица 1.2).

Таблица 1.1.

Результаты работы модели, сохраненные в файле 1936-2009.dat

year	model	crn	NMOD	NCRN	Tmin	BG1	EG1
1936	1.3382	1.215	1.5167	1.0642	119	146	271
1937	1.284	0.97	1.2735	-0.1108	123	132	261
1938	1.3011	1.227	1.3501	1.1218	93	134	267

year	model	crn	NMOD	NCRN	Tmin	BG1	EG1
1939	1.0002	0.685	0.001	-1.4776	95	121	274
1940	0.7825	0.718	-0.9752	-1.3193	94	138	264
...							
1983	0.6801	0.707	-1.4346	-1.3721	93	157	264
1984	1.2779	1.007	1.2464	0.0667	112	128	272
1985	1.2063	1.043	0.9253	0.2393	99	144	281
1986	1.0372	0.86	0.167	-0.6383	102	143	275
...							
2007	1.1638	1.309	0.7345	1.515	93	121	277
2008	0.9418	0.796	-0.261	-0.9452	84	134	264
2009	1.1817	1.069	0.8147	0.364	91	122	280

Таблица 1.2.

Результаты работы модели, сохраненные в файле rate 1936-2009.dat

year	t	Tem	Prec	sm	Dep	Gr	Grw	GrT	Solar	Cumul	Total temp	Tbeg
1936	1	-15.4	1.1	0.15	500	0.00	0.42	0	0.13	0	0	110
1936	2	-6.7	0	0.15	500	0.00	0.42	0	0.13	0	0	110
1936	3	-11.5	1.8	0.15	500	0.00	0.42	0	0.13	0	0	110
...												
1970	135	10.8	2.2	0.16	500	0.44	0.49	0.73	0.9	4.94	69.7	110
1970	136	8.1	4.7	0.16	500	0.35	0.49	0.39	0.91	5.29	70.8	110
1970	137	10.6	0	0.16	500	0.45	0.49	0.7	0.91	5.74	76.4	110
...												
2007	363	-7.5	0	0.16	500	0.00	0.45	0	0.13	60.89	-90	110
2007	364	-12.4	0	0.16	500	0.00	0.45	0	0.13	60.89	-100.4	110
2007	365	-19.2	0	0.16	500	0.00	0.45	0	0.13	60.89	-116.4	110

Основная идея используемого подхода визуальной параметризации (VS-Осциллографа) заключается в подборе оптимальных значений параметров для достижения значимой корреляции на основе визуальной оценки синхронности смоделированной кривой роста и исходной древесно-кольцевой хронологии и соответствующих статистических оценок (Shishov et al., 2016). А именно, считая значения всех параметров зафиксированными (или константами),

изменяется значения только одного из параметров, например, Tmin – минимальной температуры для начала роста годичного кольца древесного растения. Изменяя положение бегунка Tmin вправо (влево), увеличивается (уменьшается) значение данного параметра на определенное количество градусов °C, которое затем используется моделью для оценки скорости роста. Изменение положения бегунка для анализируемого параметра приводит к пересчету моделируемой кривой роста с учетом нового значения параметра (Рис. 1.3). При этом на виртуальном дисплее VS-осциллографа автоматически отображается новая моделируемая кривая роста, выделенная синим цветом, а предыдущая версия данной кривой отображается зеленым.

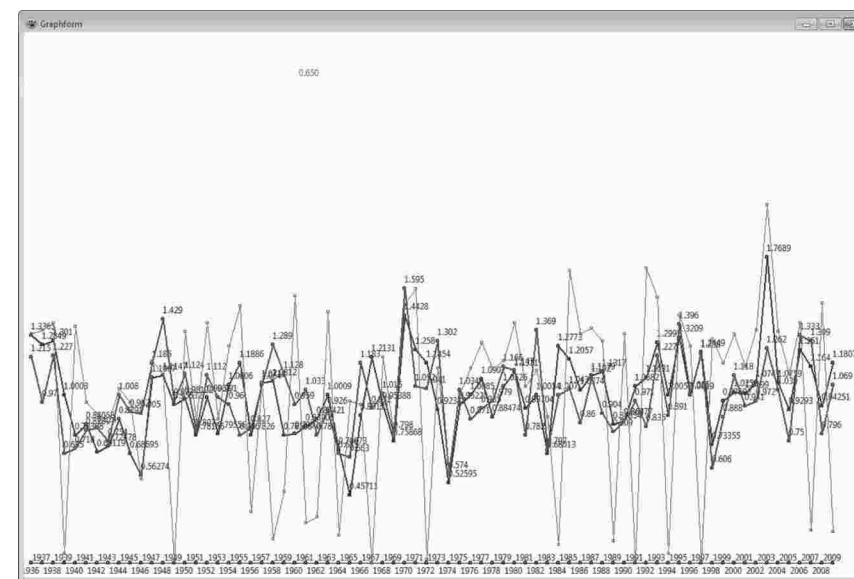


Рис. 1.3. Графический интерфейс

Повторные расчеты с новыми значениями параметра производятся до тех пор, пока не будет получена максимальная корреляция между кривой роста и древесно-кольцевой хронологией. Далее процедура повторяется для всех параметров VS-модели (Shishov et al., 2016). Такая процедура параметризации позволяет оценить влияние каждого отдельного климатического фактора (температу-

ры, влажности почвы, солнечной иррадиации) на рост древесных растений, а также интерактивно контролировать интервалы допустимых значений параметров модели на основе доступных прямых наблюдений за физическими процессами, описываемых имитационной моделью роста (Vaganov et al., 2006). Такой подход позволяет не только лучше понимать процесс роста годовичных колец, но и существенно облегчает работу с многомерной VS-моделью.

Для оценки результатов моделирования, а именно оценки синхронности между исходной древесно-кольцевой хронологией и модельной кривой, используется коэффициент корреляции Пирсона.

Рассмотрим конкретный пример применения VS-осциллографа.

Материалы для построения древесно-кольцевых хронологий сосны обыкновенной (*Pinus sylvestris* L.) были получены в Минусинском ленточном бору, на расстоянии до 25 км от метеостанции «Минусинск» (#29866, 53°41' с.ш., 91°40' в.д.). По климатическому районированию эта территория относится к Алтае-Саянской климатической области умеренного пояса с умеренно холодным континентальным климатом (Grigoryev, Budyko 1960). По данным метеостанции «Минусинск», среднегодовая температура воздуха составляет около 1°C. Начало вегетации (переход суточных температур через 5°C) приходится на последнюю декаду апреля. Длительность периода с температурой выше 10°C составляет 110–120 дней. Среднее количество осадков за год составляет 330 мм. Их режим характеризуется хорошо выраженным летним максимумом: 81–91 % осадков выпадает в теплый период года (апрель–октябрь). Максимум приходится на июль, минимум на февраль – март. Первая половина вегетационного сезона характеризуется недостатком атмосферного увлажнения.

В результате, на всем периоде с 1936 по 2009 гг. была проведена параметризация с использованием VS-Осциллографа (Таблица 1.3), и была построена моделируемая кривая роста древесных растений. Коэффициент корреляции Пирсона между исходной древесно-кольцевой хронологией и моделируемым приростом составил $R=0,65$ ($p<0.01$), а коэффициент синхронности $S=76$ %. (Рис. 1.4). Таким образом, нелинейная оценка роста на основе VS-модели позволила объяснить 43 % изменчивости годовичного прироста древесных растений при помощи климатических факторов, что пол-

ностью сопоставимо с результатами, полученными при линейном оценивании на основе анализа функций отклика (42 %, соответственно) (Fritts, 1976).

Таблица 1.3

Оптимальные параметры VS-Осциллографа, при которых достигается наибольшая корреляция между исходной остаточной древесно-кольцевой хронологией и моделируемым ростом.

Параметр	Описание (Единицы измерения)	Значения
T_{min}	Минимальная температура для роста (°C)	5
T_{opt1}	Нижний предел оптимальных температур (°C)	13
T_{opt2}	Верхний предел оптимальных температур (°C)	22
T_{max}	Максимальная температура для роста (°C)	32
W_{min}	Минимальная влажность почвы для роста дерева (v/v)	0.0775
W_{opt1}	Нижний предел оптимальных значений для влажности почвы (v/v)	0.25
W_{opt2}	Верхний предел оптимальных значений для влажности почвы (v/v)	0.375
W_{max}	Максимальная влажность почвы (v/v)	0.45
W_0	Начальная влажность почвы (v/v)	0.15
T_{beg}	Сумма температур для начала роста (°C)	110
t_{beg}	Временной период для суммы температур (days)	10
l_r	Глубина корней (mm)	500
P_{max}	Максимальное суточное количество осадков для насыщенного грунта (mm/day)	40
C_1	Количество осадков проникших в почву (не остановлены кроной)	0.5
C_2	Первый коэффициент для вычисления транспирации (mm/day)	0.3075
C_3	Второй коэффициент для вычисления транспирации (mm/day)	0.11
Λ	Коэффициент дренажа воды из почвы	0.005
V_{cr}	Минимальная скорость роста камбиальной клетки	0.04

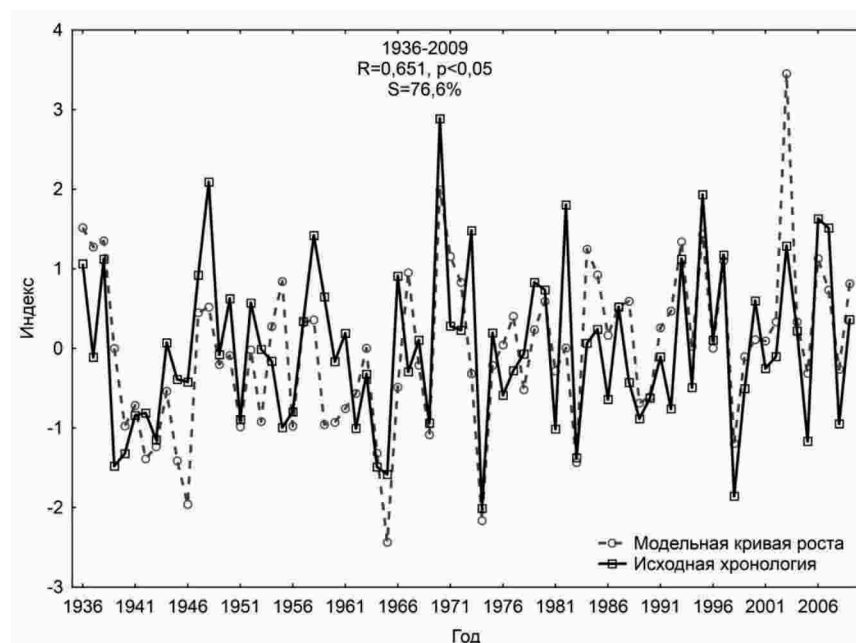


Рис. 1.4. Исходная остаточная древесно-кольцевая хронология (сплошная черная линия) и имитационная кривая роста дерева (пунктирная серая линия)

Средняя продолжительность сезона роста составила 130 дней (± 11 дней), с середины мая по конец сентября. На протяжении всего сезона роста частная интегральная скорость роста от температуры Gr_T превышает частную скорость от влажности почвы Gr_W , что означает лимитирование годичного роста древесных растений режимом увлажнения для полусухого региона исследований (Рис. 1.5). Последний результат хорошо согласуется с данными наблюдений, опубликованных ранее (Babushkina et al., 2014, 2015).

Для оценки влияния климатических факторов на ширину колец, были исследованы особенности климатки и роста древесных растений для тех лет, когда были образованы широкие и узкие кольца (максимальные и минимальные значения индексов прироста, соответственно) относительно среднего значения. Для этого максимальные (минимальные) значения индексов прироста определялись как величины, превосходящие (не достигающие) порога,

равного среднее значение индекса прироста плюс (минус) стандартное отклонение.

Согласно данному определению, были отобраны следующие годы для широких колец: 1936, 1938, 1948, 1958, 1970, 1973, 1982, 1993, 1995, 1997, 2003, 2006, 2007, тогда как узкие кольца были сформированы в 1939, 1940, 1943, 1962, 1964, 1965, 1974, 1981, 1983, 1998, 2005 гг., соответственно, для исходной древесно-кольцевой хронологии.

Сравнительный анализ климатических данных для двух групп лет, в течение которых были образованы узкие и широкие кольца показал следующее: были выявлены значимые отличия в парциальных (частных) скоростях роста древесных растений в зависимости от влажности почвы, что не является сюрпризом, так как этот показатель является доминирующим фактором, лимитирующим рост (см. Рис.1.5). Чем можно объяснить данные различия?

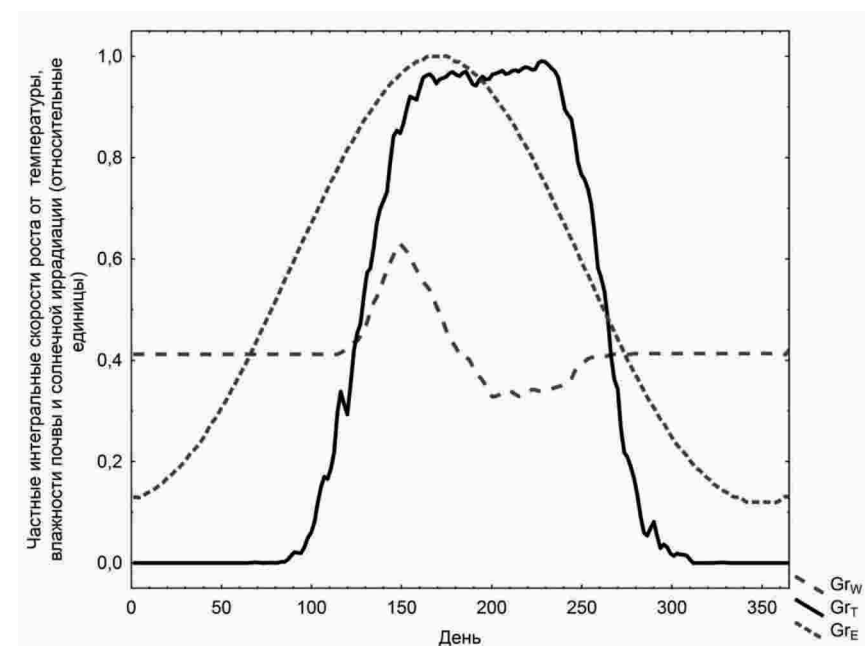


Рис. 1.5. Частные интегральные скорости роста, зависящие от солнечной иррадиации Gr_E (черные точки), влажности почвы Gr_W (пунктирная серая линия) и температуры Gr_T (черная линия) на периоде 1936-2009, с отрицательным экспоненциальным сглаживанием (McLain, 1974).

Во-первых, результаты анализа прямых климатических наблюдений показывают, что в годы формирования широких колец суммарное количество ежемесячных осадков в течение сезона роста всегда выше, чем для периодов формирования узких колец (Рис. 1.6А). Более того, средняя температура за сезон роста для широких колец ниже температуры для лет, в которые формировались узкие кольца (Рис. 1.6В).

В базовом алгоритме эвапотранспирация экспоненциально зависит от температуры воздуха (Vaganov et al., 2006). Следовательно, даже незначительное повышение температуры может приводить к значительному уменьшению влажности почвы, что, в свою

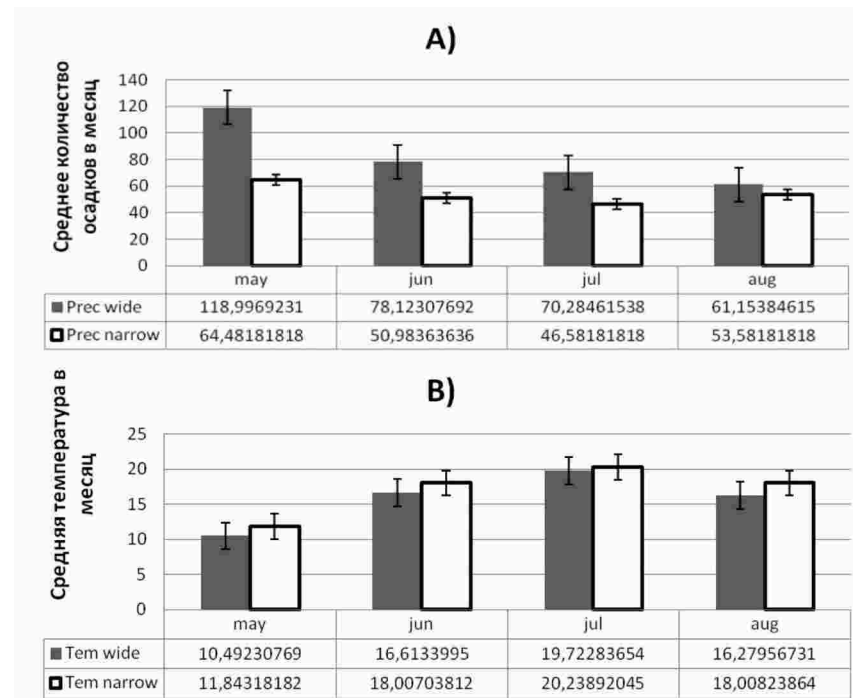


Рис. 1.6 А) Суммарное количество осадков за месяц с мая по август для лет образования широких колец (черные закрашенные столбцы) и узких колец (пустые столбцы). В) Средняя температура с мая по август для лет с широкими кольцами (черные закрашенные столбцы) и узкими кольцами (пустые столбцы).

очередь, негативно влияет на прирост древесных растений в полусухих условиях, что выражается в формировании более узких колец.

Во-вторых, влажность почвы к концу сезона роста для предыдущего года влияет на начальный уровень влажности текущего года. Следовательно, на скорость роста будут оказывать влияние осадки предыдущего года, а особенно осадки, выпавшие в августе и сентябре, приходящиеся на конец сезона роста.

Для лет с широкими кольцами значение влажности почвы на начало сезона роста было выше, чем влажность в годы с узкими кольцами (Рис. 1.7А), а относительная скорость роста достигала максимального значения в конце июня, тогда как для узких колец - в середине мая (Рис. 1.7В).

Описанная специфика сезонов роста для формирования широких и узких колец позволяет понять то, как ежедневные осадки и температуры могут влиять на разницу значений влажности почвы для периодов с наибольшим и наименьшим приростом (Рис. 1.7А), и, как следствие, на динамику значений интегральной скорости роста для сезонов с широкими и узкими кольцами (Рис. 1.7В).

Как смоделированные скорости роста могут быть использованы для реконструкции кинетики продукции клеток в сезоне?

Механизм образования годичных колец в древесных растениях зависит от многих факторов, в том числе от внешних условий окружающей среды. Изменение скорости роста в сезоне роста определяется комплексным воздействием таких климатических факторов как, например, температура и влажность почвы. Образование годичных колец позволяет получать возрастные и календарные отметки времени, а, следовательно, сопоставлять изменения в структуре, вызванные теми или иными внешними и внутренними факторами.

Как известно, структура годичных колец в дендрохронологии характеризуется целым рядом показателей, основными из которых являются ширина годичного кольца и численность клеток. Внешние факторы существенно влияют на размер и плотность годичных колец, тем самым выделяя широкие и узкие кольца с различным диаметром сформированных клеток и размером клеточных стенок. В связи с тем, что анатомические параметры трахеид связаны с величиной радиального прироста, отклик параметров на клима-

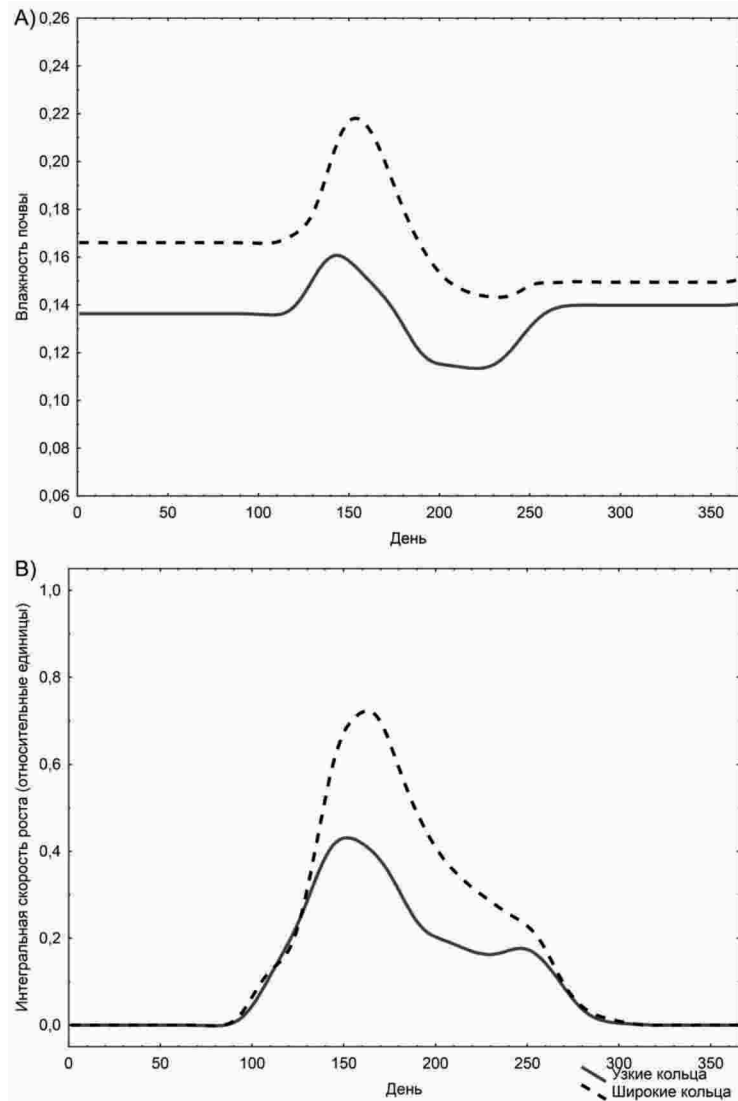


Рис. 1.7 А) Средняя влажность почвы для лет с широкими кольцами (пунктирная черная линия) и узкими кольцами (сплошная серая линия). В) Средняя интегральная скорость роста для лет с широкими кольцами (пунктирная черная линия) и узкими кольцами (сплошная серая линия).

тические факторы схож. Дальнейшие расчеты связи параметров трахеид для зон ранней и поздней древесины с климатическими факторами помогут выявить особенности роста и формирования трахеид с высоким внутрисезонным разрешением.

Распределение радиальных размеров клеток является одним из характерных показателей особенности структуры годичных колец. В контексте данного утверждения разработан новый подход, который позволяет соотнести клеточные размеры с конкретной датой формирования клетки в сезоне роста. В алгоритме используются интегральные скорости роста Gr , рассчитанные с применением VS-осциллографа – нового алгоритма визуальной параметризации роста годичных колец хвойных (Shishov et al., 2016).

Главной задачей в алгоритме является определение времени формирования клетки с точностью до дробных суток. Такой более детальный подход с расчетом времени формирования клеточной структуры на основе дробных дней значительно улучшает точность получения даты формирования новых клеток в сезоне роста. В результате разработанного алгоритма, для каждой клетки в годичных кольцах определен момент производства каждой клетки.

Для получения достоверных данных по анатомическим клеточным характеристикам внутри годичных колец были проведены следующие этапы:

- Локальная хронология ширины годичных колец (ШГК), построенная по 22 кернам, взятым с 19 живых деревьев на участке «Малая Минуса». Клеточную структуру годичных колец рассматривали на кермах 5 деревьев, взятым в августе 2014 г. в Малой Минусе.

- Анатомические клеточные характеристики древесины деревьев были измерены на микрофотографиях препаратов срезов, полученных с помощью оптического микроскопа Axio Imager D1 и видеокамеры AxioCam MRc5.

- Измерения количества клеток N , толщины двух смежных клеточных стенок $2CWT$ и радиального размера люмена L проводились в программе Lineyka (Силкин, 2010) для 5 рядов клеток в каждом годичном кольце, затем данные нормировали (Vaganov, 1990) к среднему количеству клеток в кольце и усредняли в программе ProcessorKR (Силкин, 2010). На основе этих измерений также рассчитывали радиальный размер клеток D .

Для получения достоверных данных по размерам клеток внутри годовичных колец были проведены измерения 5 последовательных рядов клеток, т.к. даже внутри одного годовичного кольца дерева может содержаться разное количество клеток. После нормировки для каждого кольца данные измерений полученных рядов усредняются, что позволяет построить среднюю трахеидограмму годовичного кольца дерева (Vaganov et al., 2006). На Рис. 1.8 представлены выборочные сводные стандартизированные трахеидограммы для лет с экстремальными климатическими условиями.

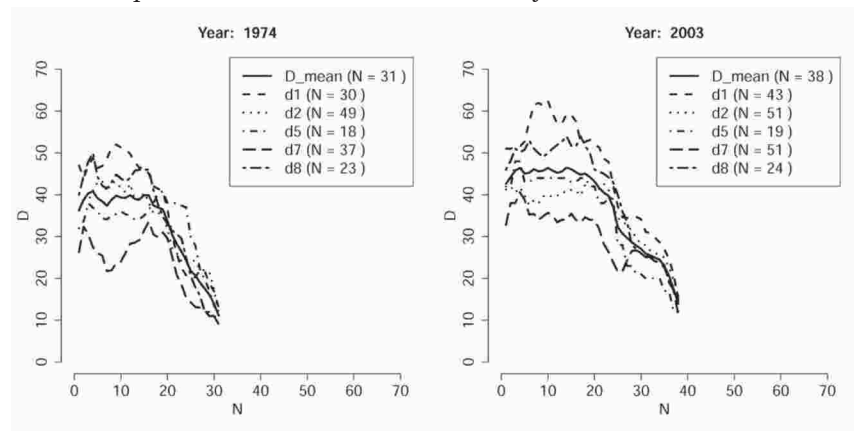


Рис 1.8: Стандартизированные трахеидограммы по пяти деревьям для контрастных лет с высокими (2003 год) и низкими (1974 год) показателями количества осадков. В скобках указано реальное количество клеток для каждого дерева до проведения процедуры стандартизации

Для того, чтобы проанализировать процессы, которые управляют сезонной кинетикой камбиальной активности, следует знать, что рост годовичного кольца в основном является результатом клеточных делений в зоне камбия и их дальнейшей дифференциации. Под реконструкцией кинетики сезонного роста годовичного кольца будем понимать реконструкцию зависимости числа клеток в кольце и их размеров от времени. Основой модели является положение о том, что конечный радиальный размер трахеид полностью определяется на этапе деления клеток, и чем выше скорость продукции в момент появления клетки в камбии, тем большего конечного размера она достигнет.

В алгоритме «привязки» клеточной продукции к временной шкале мы использовали интегральные скорости роста Gr , смоделированные при помощи VS-модели для каждого года (Рис. 1.9).

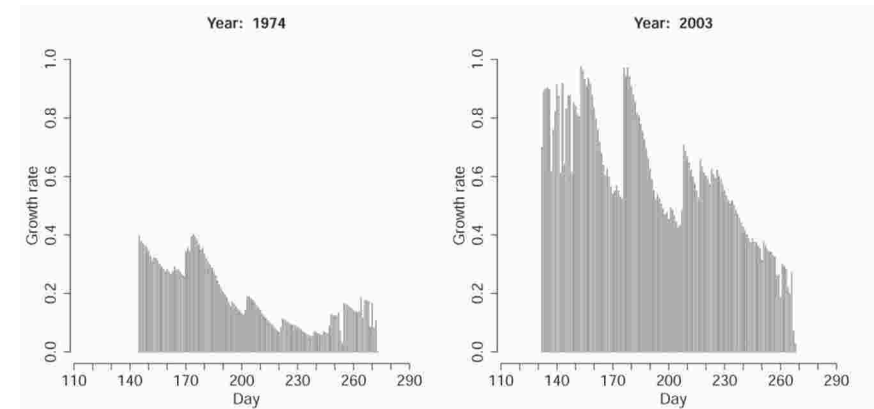


Рис. 1.9: Интегральные скорости роста по результатам VS-моделирования для выборочных лет

Интегральные скорости определены для каждого дня в сезоне роста дерева $[BG1, EG1]$, где $BG1$ – это дата начала, $EG1$ – конец сезона роста. Следует отметить, что рост дерева в течение года есть реконструкция зависимости числа и размера клетки в одном радиальном ряду годовичного кольца от времени её формирования. Основываясь на известных данных о количестве клеток в годовичном кольце (N) мы полагаем, что $[BG1, EG1]$ – это период формирования N клеток. Средняя продукция (средняя скорость продукции) для каждой клетки в годовичном кольце (s_i) может быть рассчитана как

$$s_i = \frac{\sum Gr}{N}$$

где сумма берется по числу дней в сезоне роста $[BG1, EG1]$. Следующий шаг – это оценка времени продукции каждой клетки с учетом целых (d_{int}) и дробных (d_{frac}) суток.

$$d_{int} + d_{frac} = d_i, \text{ где } d_i \text{ есть время формирования } i\text{-й клетки.}$$

Начиная с первого дня в сезоне роста мы суммируем дневные скорости роста до тех пор, пока сумма не превзойдет значения средней продукции клеток для текущего года:

$$Gr_1 + Gr_2 + \dots \leq s_i$$

Обозначим целое количество просуммированных дней как d_{int} . В излагаемом алгоритме дробная часть дня d_{frac} соответствует доли суточной интегральной скорости роста, необходимой для достижения определенного порогового значения – s_i . Таким образом, каждой i -й клетке ставится в соответствие время ее формирования ($BG1 + d_i$) и скорость роста v_i – среднее значение интегральной скорости роста в течение этого периода.

В результате работы предложенного алгоритма для выбранных лет мы можем определить номер клеток C1 и C2, точный момент их появления в сезоне (точки $day1$ и $day2$), а также рассчитать скорости роста для каждой клетки. С использованием приемов визуализации данных полученные значения соотносятся с трахеидограммами в едином временном масштабе для определения соответствующих радиальных размеров D1 и D2 (Рис. 1.10)

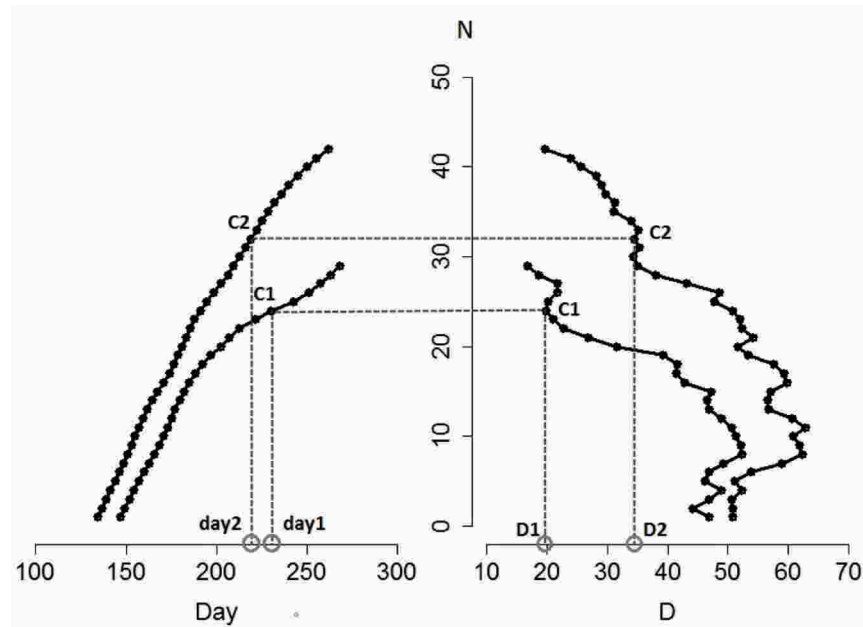


Рис 1.10 Визуализация алгоритма на примере выбранных лет (1974 и 2003 годы)

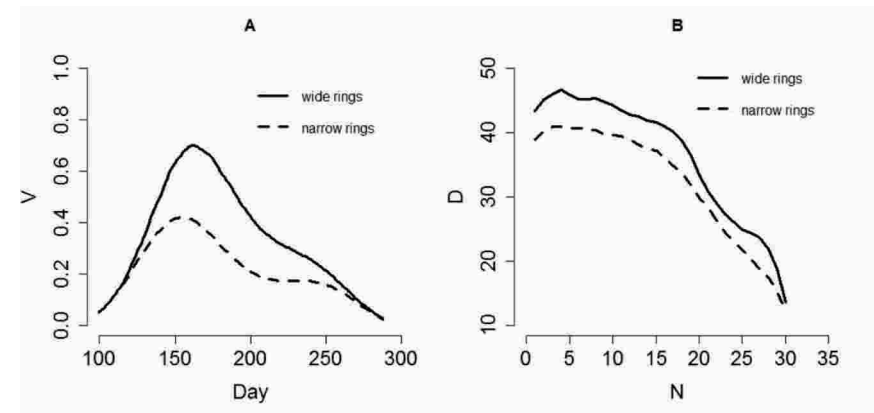


Рис 1.11 А) Средняя интегральная скорость роста для лет с широкими кольцами (сплошная линия) и узкими кольцами (пунктирная линия) В) Средняя трахеидограмма для лет с широкими кольцами (сплошная линия) и узкими кольцами (пунктирная линия)

Возможность восстановления кинетики продукции клеток и увеличения ширины кольца в течение сезона по трахеидограмме годовичного кольца открывает новые возможности для более детального исследования процесса роста, а также влияния на него факторов внешней среды.

На Рис. 1.11 показано, что наблюдаемая средняя клеточная продукция для широких и узких колец древесных растений хорошо описывается на основе VS-осциллографа и нового камбиального блока модели.

Описанный алгоритм, позволяющий на основании расчетных интегральных скоростей роста по VS-модели оценить продукцию клеток в годовичном кольце с привязкой последних к временной шкале, станет основой для обновленного блока камбиальной активности модели Ваганова-Шашкина, а также поможет развитию имитационного моделирования.

П.2. Спектральный анализ нечисловых данных. Метод эмпирических категориальных коррелограмм: Алгоритм расчета.

В самом общем случае, любая случайная функция натурального аргумента t (или временной ряд) может быть представлена в виде (Thomson, 1982):

$$X(t) = A(t) \sin(\omega(t)t + \psi(t)).$$

В связи с этим, самая большая сложность, с которой сталкиваются в спектральном анализе, заключается в оценке параметров $A(t)$ – амплитуды колебаний, $\omega(t)$ – их частоты и $\psi(t)$ – фазового сдвига колебаний, которые являются также функциями времени. Описанные в предыдущих разделах методы спектрального анализа позволяют частично решить проблему оценки. Проиллюстрируем эту проблему на примере оценки частоты колебаний.

Требуется проанализировать взаимосвязи спектров циклических компонент, которые обладают примерно одинаковыми частотами. Отметим, что при определенных условиях циклические компоненты с близкими частотами будут линейно-независимыми, в частности, линейные корреляции между ними будут равны 0 (Яглом, 1981). Это вытекает из свойства, которое широко используется при преобразованиях Фурье, Хартли и различных модификаций этих методов (Яглом, 1981). А именно, набор гармоник $\{\sin(2\pi \cdot t \cdot 1/j)\}$, где $j = 2\pi/k$, k – целое} образует базис в бесконечно-мерном функциональном пространстве. На практике, в силу жестких ограничений (например, стационарность исходных временных рядов), накладываемых на использование чистого преобразования Фурье (Яглом, 1981), широкое распространение получили методы (SSA, MTM или CWT), для которых такие ограничения не столь критичны.

Рассмотрим вопрос о «критичности» отклонений оценочной частоты от эталонной (или истинной). Под критичным отклонением оценочной частоты от эталонной понимается такое процентное отклонение оценочной частоты, которое приводит к изменениям спектра полученной компоненты по сравнению со спектром теоретической гармоник.

Здесь и далее, используется известная теорема Хинчина-Винера о эквивалентности спектрального разложения сигнала и его автокорреляционной функции (Яглом, 1981), а именно, если $X(t)$ – не-который стационарный процесс в широком смысле, $B(\tau)$ – автокорреляционная функция, тогда она может быть представлена в виде:

$$B(\tau) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i\tau\omega} dF(\omega),$$

где $F(\omega)$ – любая монотонно неубывающая функция аргумента ω , а $f(\omega) = F(\omega)$ – функция спектральной плотности для $X(t)$.

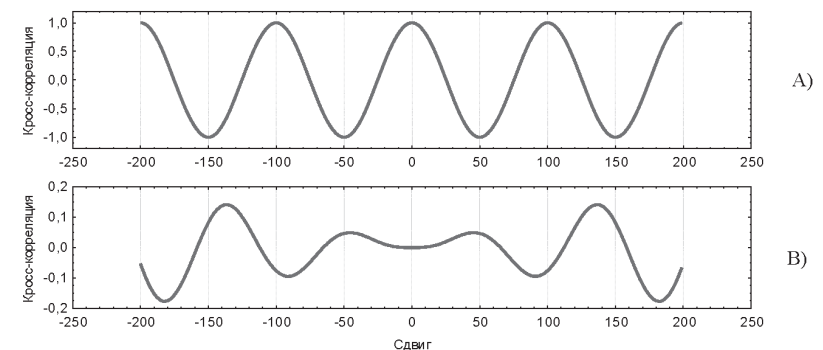


Рис. 2.1. Кросскорреляционная функция, полученная между «эталонной» синусоидой с периодом в 100 лет (начальная частота 0.01) и синусоидой с 0 %-ым изменением начальной частоты (автокорреляционная функция) (А), а также синусоидой с 20 %-ым увеличением начальной частоты (частота 0.012) (В).

Поясним последнее введенное определение на примере.

Используем для анализа кросскорреляционную функцию, полученную для «эталонной» синусоиды (без изменения начальной частоты) и синусоиды, для которой начальная частота изменялась на определенное количество процентов. Заметим, когда изменение частоты для второй синусоиды равно 0 %, мы, в точности, имеем такой же ряд.

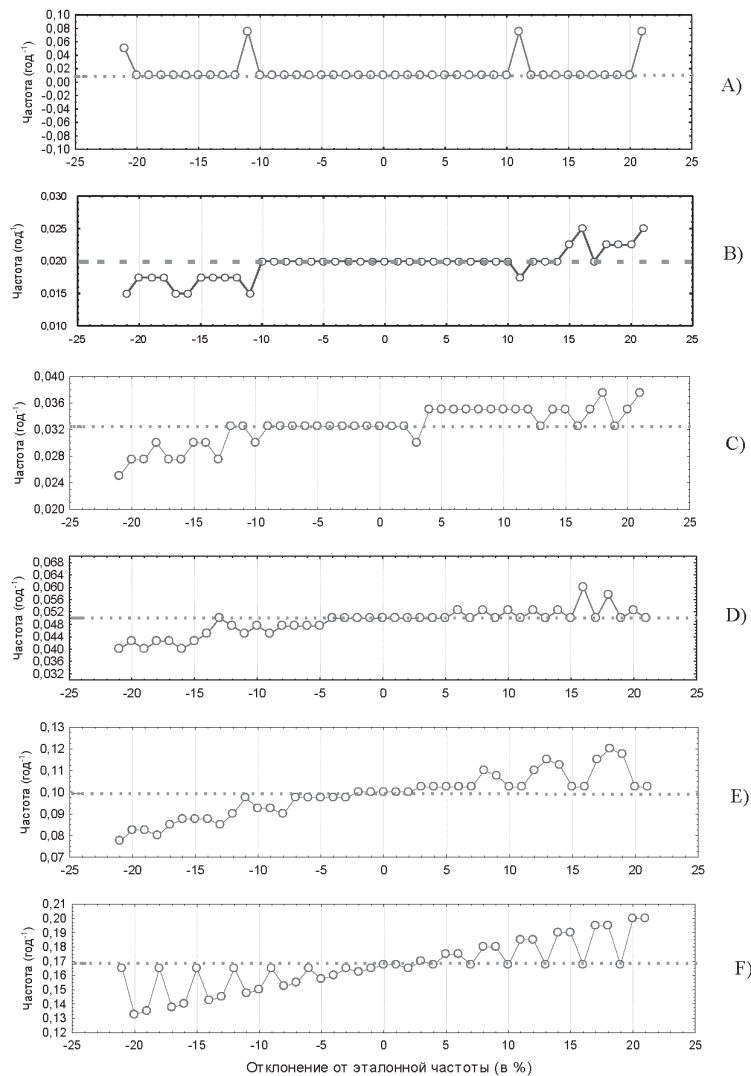


Рис. 2.2. Частотные изменения кросскорреляционной функции, зависящие от %-ого отклонения от эталонной частоты, которая соответствует следующему периоду: А) 100-летнему, В) 50-летнему, С) 30-летнему, D) 20-летнему, E) 10-летнему, F) 6-летнему. Пунктирная линия соответствует эталонной частоте.

Кросскорреляционная функция в этом случае совпадает с автокорреляционной функцией, которая имеет точно такие же частотные свойства, как и «эталонная» синусоида (Рис. 2.1А). По мере увеличения %-ого воздействия на начальную частоту, кросскорреляционная функция будет все сильнее отличаться от автокорреляционной (Рис. 2.1В). Следовательно, на определенном шаге частотные характеристики кросскорреляционной функции начнут отличаться от соответствующих характеристик автокорреляционной функции. Отметим еще раз, что в данном случае речь не идет о каких-либо фазовых и амплитудных изменениях.

Будем анализировать эталонные (без воздействия шума) синусоиды с периодами в 100, 50, 30, 20, 10 и 6 лет.

Отметим, что наиболее устойчивой к изменениям частоты является синусоида с наибольшим периодом в 100 лет (Рис. 2.2.А) Даже 20-процентное изменение частоты (ось абсцисс) (ее увеличения или уменьшения), практически, не отражаются на частотных характеристиках кросскорреляционной функции (ось ординат). По мере уменьшения периода (увеличение частоты) эталонной синусоиды, чувствительность к изменениям начальной частоты увеличивается. Так, для 50-летней компоненты изменения частоты на $\pm 10\%$ приводят к изменению частоты для соответствующей кросскорреляционной функции (Рис. 2.2.В). Кросскорреляционная функция для 6-летней синусоиды меняет свою частоту уже при изменении частоты на 1% (Рис. 2.2. F). Более того, эти изменения ассиметричны относительно 0 для процентных изменений. Например, 30-летняя синусоида при уменьшении частоты на 9% сохраняет частотные характеристики соответствующей кросскорреляционной функции (Рис. 2.2. С). Увеличение частоты только на 4 % приводит к изменению частотных характеристик кросскорреляционной функции (Рис. 2.2.С).

Этот эффект ассиметричности можно объяснить гиперболической зависимостью частоты ν от периода T , т.е. $\nu = 1/T$.

С другой стороны, если рассмотреть значения кросскорреляционных функций с точки зрения их статистической значимости, то появляется ряд интересных результатов. Так, для высокочастотной области все значения кросскорреляционной функции становятся незначимыми при изменении (увеличении или уменьшении) частоты соответствующей синусоиды всего на 3% (Рис. 2.3).

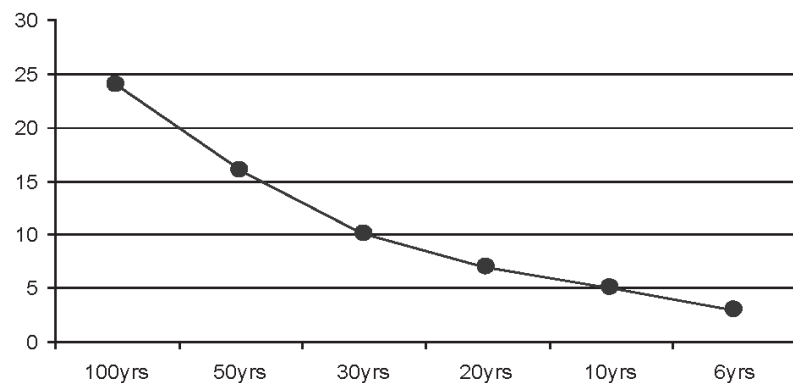


Рис. 2.3. Критические изменения процентных отклонений (ось ординат) от эталонной частоты, которые приводят к незначимым значениям кросскорреляционной функции. На оси абсцисс отложены периоды, соответствующие эталонным частотам.

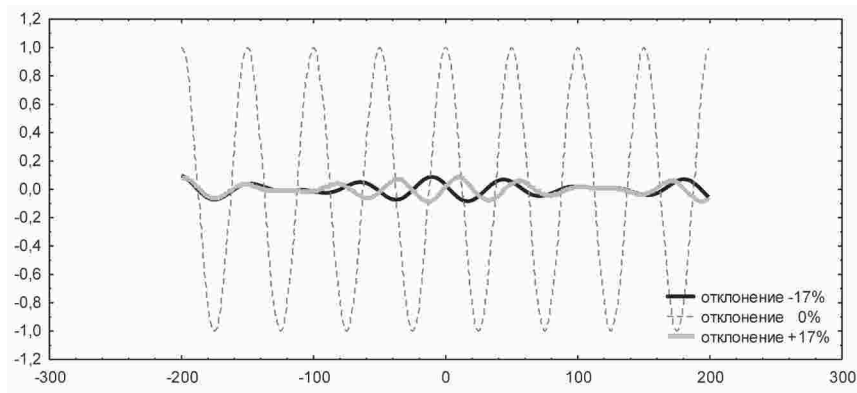


Рис. 2.4. Кросскорреляционные функции, полученные для эталонной 50-летней синусоиды и ее модификациями: уменьшением на 17 % от эталонной частоты (жирная сплошная линия), 0%-ым изменением (тонкая пунктирная линия) и увеличением на 17 % начальной частоты (жирная пунктирная линия)

Для 50-летней синусоиды такие изменения в значениях кросскорреляционной функции проявляются при 17% изменения начальной частоты (Рис. 2.3, 2.4).

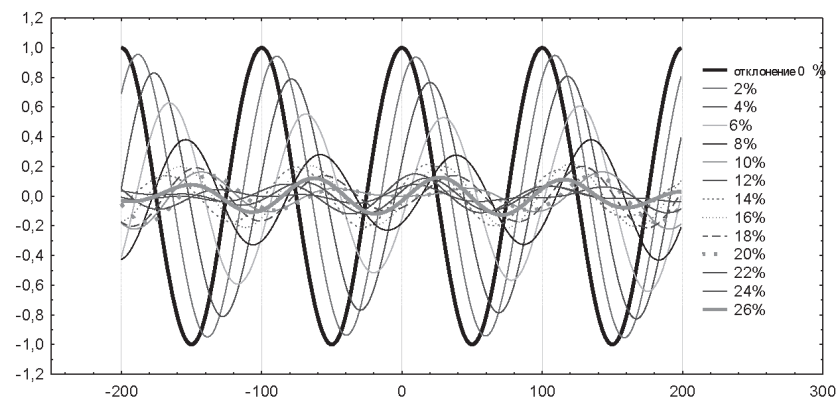


Рис. 2.5. Кросскорреляционные функции, полученные для эталонной 100-летней синусоиды и ее модификациями, которые получаются увеличением частоты от 2 до 26 %.

100-летняя синусоида является наиболее устойчивой с точки зрения значимости значений кросскорреляций (Рис. 2.5). Отметим также, что 2 %-ое изменение начальной частоты может привести к неправильной интерпретации значений кросскорреляционной функции даже для самого робастного случая. В частности, мы можем сделать заключение о фазовом сдвиге в поведении двух временных рядов, чего на самом деле нет. Имеется только изменение частоты.

Этот пример показывает, насколько сложно определить при спектральном анализе истинные частоты для временных рядов, встречаемых в различных областях естественных наук. Эти ряды, как правило, отличаются наличием нестационарных амплитуд, фазовых сдвигов и «колорированного» шума, который может полностью изменить спектр изучаемого природного процесса.

Рассмотрим новый алгоритм спектрального анализа, который позволяет с высокой степенью вероятности определять истинные частоты и фазовые сдвиги как для количественных данных, так и качественных (категориальных) временных рядов. Примером последних могут служить косвенные данные о климатических изменениях, привязанные к временной шкале. Отметим, что такие наблюдения за климатическими событиями отличаются нерегулярностью при их фиксации во времени, а именно, большим количеством пропусков самих событий во времени (Джансеитов, Шипов, 1999; Шипов, 2000а;

Quinn, Zopf, 1984; Quinn, Neal, 1997). Последнее объясняется несовершенством методики фиксации, сбора и обработки подобной информации в доинструментальной исторической эпохи обработки климатической информации (Quinn, Neal, 1997).

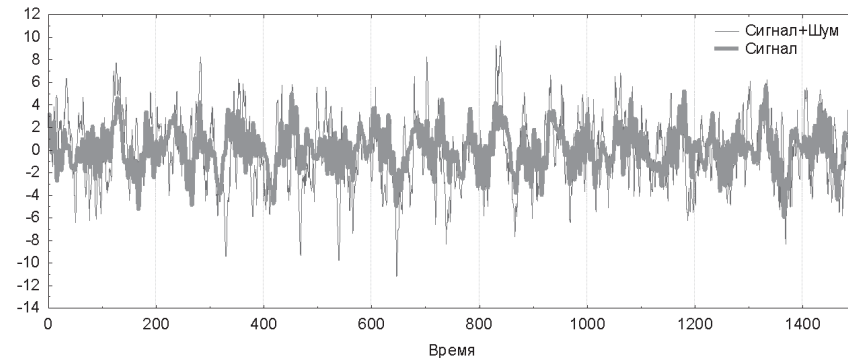


Рис. 2.6. Пример временных рядов, представляющих собой чистый сигнал (Сигнал), а также линейную комбинацию чистого гармонического сигнала и «красного» шума (AR(1)=0.8) (Сигнал + Шум) ($R=0.5$, $p<0.05$).

Итак, рассмотрим временной ряд, который представляет собой аддитивную составляющую гармонического сигнала и «красного» шума (Рис. 2.6, 2.7).

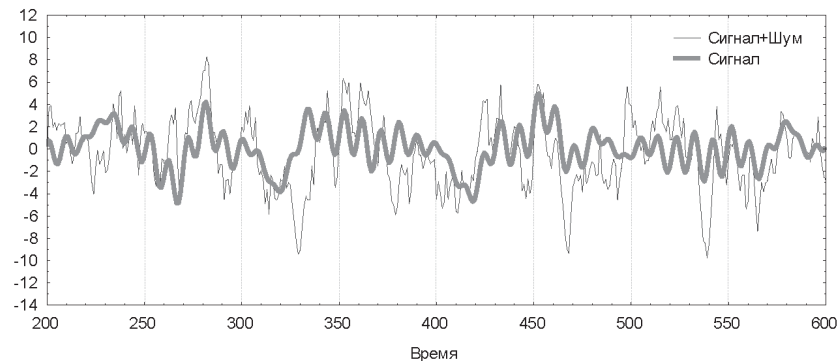


Рис. 2.7. Те же временные ряды (см. Рис. 2.6) на временном сегменте от 200 до 600 лет ($R=0.4$, $p<0.05$).

Этот временной ряд (или случайная функция натурального аргумента) был сгенерирован при помощи следующего соотношения:

$$S(t) = A_1 \sin\left(2\pi \frac{1}{120} t + 2\right) + A_2 \sin\left(2\pi \frac{1}{80} t\right) + A_3 \sin\left(2\pi \frac{1}{55} t\right) + A_4 \sin\left(2\pi \frac{1}{50} t + 3.14\right) + A_5 \sin\left(2\pi \frac{1}{30} t\right) + A_6 \sin\left(2\pi \frac{1}{25} t\right) + A_7 \sin\left(2\pi \frac{1}{10} t\right) + A_8 \sin\left(2\pi \frac{1}{9} t\right) + 1.5 R(t),^{(*)}$$

где $A_1, A_2, \dots, A_8$ – равномерно распределенные случайные величины на интервале $[0, 1]$, $R(t) = \rho R(t-1) + \omega_t$, ($t=1, \dots, 2000$), где $\rho = 0.8$ – автокорреляционный коэффициент 1-го порядка, ω – гауссовский шум с математическим ожиданием $R_0 = 0$ и дисперсией $\sigma^2 = 1$ (Lees, Park, 1995; Mann, Lees, 1996). Отметим, что такой уровень автокорреляции является практически максимальным для различных временных рядов, встречаемых в климатологии и дендрохронологии (Mann, Lees, 1996). Более того, амплитуда «красного» шума была увеличена в полтора раза. Это привело к тому, что шум по амплитуде стал превосходить амплитуду сигнала. Анализ динамики между чистым сигналом и его модификацией под воздействием шума выявил значительные корреляционные отклонения от 1 между сравниваемыми временными рядами (Рис. 2.6, 2.7).

Оценка корреляции, как в целом для всего анализируемого интервала ($R = 0.5$), так и для отдельных 400-летних частей этого интервала ($R \in [0.3, 0.7]$), осталась значимой с $p < 0.05$, но значительно отличается от 1.

Таким образом, в среднем, при таком фоновом шуме теряется до 70% изменчивости исходного сигнала, так как коэффициент детерминации (R^2) равен 0.30.

Более того, такая шумовая составляющая значительно изменила спектр исходного гармонического сигнала (для сравнения Рис. 2.8. и Рис. 2.9).

Несмотря на то, что среди спектральных методов МТМ является одним из самых устойчивых к различного рода шумовым воздействиям (Mann, Lees, 1996), спектральное представление анализируемого временного ряда (Рис. 2.9) значительно отличается от разложения, проведенного для «чистого» гармонического сигнала (Рис. 2.8). Утеряна информация о 6 базовых частотах из 8 известных, соответствующих 120-, 80-, 55-, 50-, 30-, 25-летнему периоду. Отметим, что доверительные интервалы (Рис. 2.9) указаны в соответствии с известной фоновой шумовой автокорреляцией. Таким образом, описанное выше шумовое воздействие вызывает 70-процентную потерю информации об исходном гармоническом сигнале.

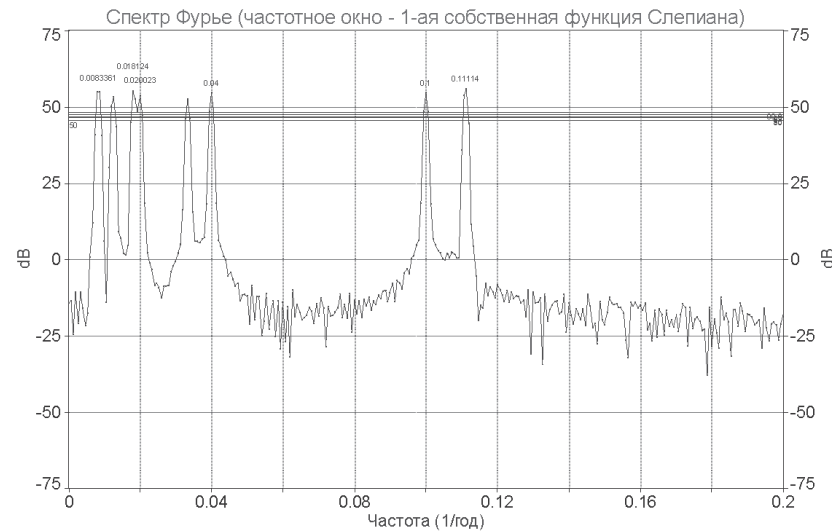


Рис. 2.8. Спектральное представление исходного гармонического сигнала, преобразованного при помощи 1-ой собственной функции Слепиана (Lees, Park, 1995; Mann, Lees, 1996). Шумовая составляющая отсутствует.

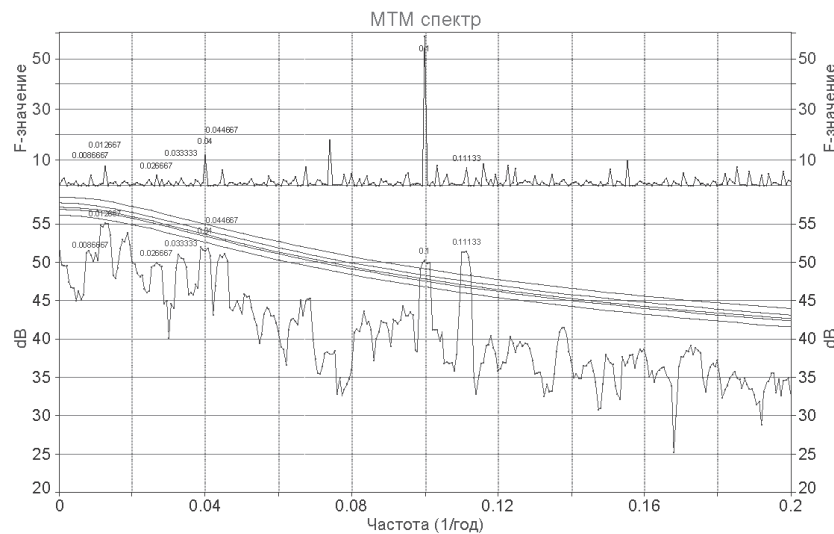


Рис. 2.9. МТМ спектр гармонического сигнала, модифицированного аддитивной красно-шумовой составляющей (см. формулу (*)).

Преобразуем анализируемый временной ряд (ВР) длины $N=1500$ лет, определенный соотношением (*), по следующему правилу. Во-первых, проведем группировку с равными интервалами всех значений этого ВР (Елисеева, 2002). При этом, количество групп M определим при помощи известной формулы Стерджесса, т.е. $M = \text{Целое}(1 + \ln(N))$, а длину группировочного интервала h , как $h = (S_{\max} - S_{\min}) / M$, где $S_{\max}$ – максимальное значение временного ряда $S(t)$ и $S_{\min}$ – минимальное значение временного ряда $S(t)$, соответственно. Группировочный интервал для i -группы ($i=1..M$) определим по следующему соотношению:

$$\Delta_i = \begin{cases} [S_{\min} + (i-1)h ; S_{\min} + ih], & \text{если } i < M \\ [S_{\min} + (i-1)h ; S_{\max}], & \text{если } i = M \end{cases}$$

Далее, значению категориального временного ряда $\hat{S}(t)$ в момент времени t припишем номер той группы, в группировочный интервал которой попало значение исходного временного ряда $S(t)$.

Процедура группировки значений ВР позволяет стабилизировать амплитуду ВР и снизить влияние фонового шума на абсолютные значения исходного ВР (Рис. 2.10).

Охарактеризуем каждую из M групп средним группировочным значением $\bar{s}^k$ (оценкой математического ожидания для каждой k -группы, $k=1..M$), группировочным среднеквадратическим от-

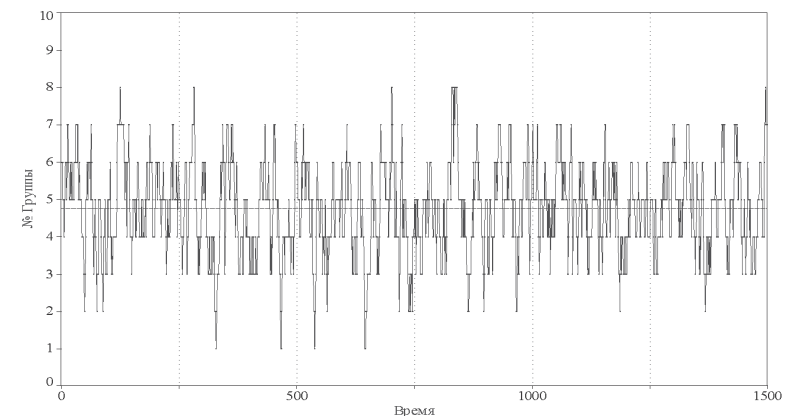


Рис. 2.10. Преобразованный категориальный ВР, полученный из исходного путем группировки с равными интервалами.

клонением σ^k (оценкой дисперсии для каждой k -группы) и количеством попавших в эту группу значений анализируемого ВР. Эти характеристики будут использованы при восстановлении ВР после спектрального разложения. Конечно, количество признаков для каждой образованной группы можно увеличить, например, центральными моментами более высоких порядков.

На следующем шаге, будем сравнивать полученный категориальный ряд с синус-функциями $\{\sin(2\pi \cdot t \cdot 1/j + \varphi), \varphi \in [0, 2\pi] (j = 2 \dots N)\}$.

Предварительно, каждую j -синус-функцию $B_j(t, \varphi) = \sin(2\pi \cdot t \cdot 1/j + \varphi)$, $\varphi \in [0, 2\pi] (j = 2 \dots N)$, которая также представляет собой ВР, преобразуем в категориальный ВР $\hat{B}_j(t)$ по правилу, описанному выше.

Оценим степень сходства между двумя категориальными рядами $\hat{S}(t)$ и $\hat{B}_j(t)$ при помощи коэффициента корреляции Спирмена (Kendall, 1970; Кендалл, 1975), который позволяет сравнивать любые ранговые статистики. Отметим также, что эта ранговая статистика достаточно хорошо изучена (Kendall, 1970). В частности, для нее известен закон распределения.

Повторим процедуру сравнения $\hat{S}(t)$ и $\hat{B}_j(t)$ при фиксированной

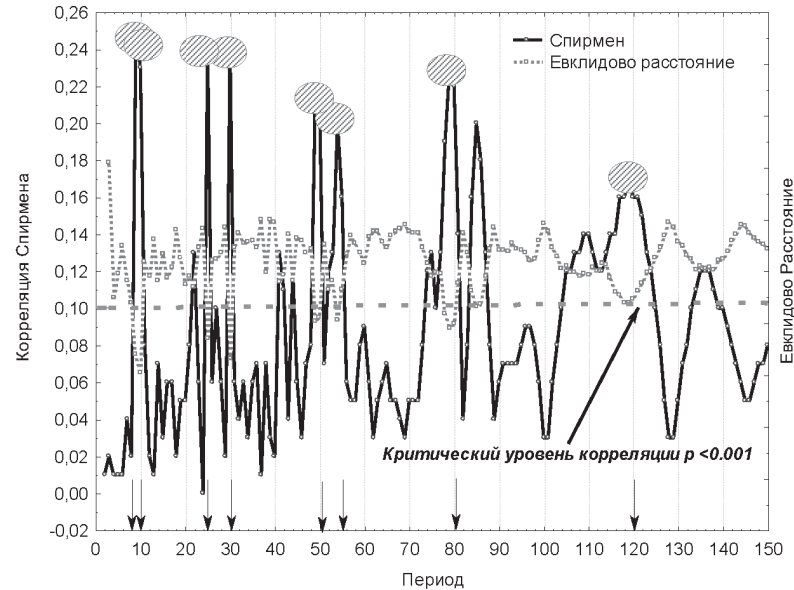


Рис. 2.11. Пример коррелограммы, полученной при сравнении категориального ряда $\hat{S}(t)$ с категориальными синус-функциями $\hat{B}_j(t) [j=1..N]$

частоте $1/j$ для $B_j(t, \varphi)$, последовательно изменяя фазу φ от 0 до 2π с достаточно малым шагом δ .

Таким образом, можно найти оптимальную фазу для каждой $\hat{B}_j(t)$ при фиксированной частоте $1/j$ путем нахождения максимального коэффициента корреляции Спирмена по φ .

В результате, можно получить коррелограмму, где по оси абсцисс откладываются значения частоты (или соответствующим им периодам), а по оси ординат — значения максимальные значения коэффициента корреляции Спирмена (Рис. 2.11). Критерием определения базовых частот может служить порог значимости коэффициента Спирмена для соответствующего объема выборки N (в нашем случае, длины ВР) и выбранного уровня надежности p .

В нашем примере (Рис. 2.11) предложенный метод выявляет все базовые частоты исходного временного ряда $S(t)$. Но из-за низкого порога значимости коэффициента Спирмена, появляются дополнительные «искусственные» частоты. Если дополнительные пики в коррелограмме появляются в низкочастотной области, то основываясь на рассуждениях, приведенных в начале этого раздела, можно всегда подобрать такой фазовый сдвиг, при котором моделируемая $B_j(t, \varphi)$ совпадет с базовой гармоникой, являющейся составляющей исходного $S(t)$ при условии, что отклонения по частоте не будут изменять кросскорреляционную функцию.

С другой стороны, обращает на себя внимание то, что коэффициенты Спирмена являются строгими локальными максимумами. И наряду с дополнительной статистикой, например, на Евклидовом расстоянии между двумя категориальными рядами можно эвристически определить базовые частоты (Рис. 2.11).

После определения базовых частот, естественно, появляется необходимость в восстановлении чистого сигнала, то есть исходного $S(t)$ без аддитивной шумовой составляющей.

Для этого, на основе коррелограммы определяются k ($k < N/3$) базовых частот $\omega^{баз} = 1/j$ и соответствующие им фазы $\varphi^{баз}$, при которых коэффициент Спирмена достигает локальных максимумов. Далее, восстанавливается чистый сигнал $S(t)$ на основе линейной комбинации базовых синус-функций $B_j^{баз}(t, \varphi)$, а именно:

$$S^{рек}(t) = \sum_j A_j B_j^{баз}(t, \varphi),$$

где все амплитуды A_j равны 1.

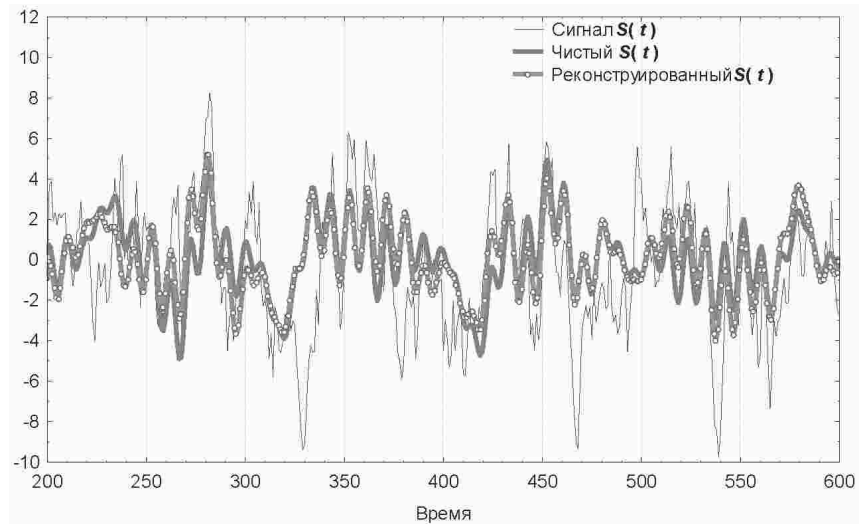


Рис. 2.12. Фрагмент динамики исходного сигнала $S(t)$, чистого сигнала $S^{чист}(t)$ (без шума) и реконструированного сигнала $S^{рек}(t)$ на основе метода эмпирических категориальных коррелограмм.

В случае нашего примера, когда все амплитуды A_j близки к 1, чистый сигнал $S^{чист}(t)$ (без шума) и реконструированный сигнал $S^{рек}(t)$ получаются сильно положительно коррелированными ($R=0.89$, $p<0.00001$) (Рис. 2.12). При этом, $S^{рек}(t)$ объясняет 80 % изменчивости $S^{чист}(t)$. Сравним полученные результаты с корреляцией между исходным ВР $S(t)$ и чистым сигналом $S^{чист}(t)$. В данном случае, $S(t)$ объясняет всего 30% изменчивости $S^{чист}(t)$.

В случае амплитуды A_j неизвестны, можно воспользоваться следующей процедурой. Реконструированный $S^{рек}(t)$, при условии $A_j = 1$ ($j = 1..k$), перевести в категориальный ряд $\hat{S}^{рек}(t)$ по алгоритму, описанному выше, считая, что существует взаимно-однозначное соответствие между группами, полученными для $S(t)$ и $S^{рек}(t)$. Далее, считать, что группировочные средние $\bar{S}^i$ для каждой i -группы $S(t)$ ($i=1..M$) и соответствующие группировочные среднеквадратические отклонения σ^i являются группировочными характеристиками для каждой из M групп, полученных для $S^{рек}(t)$. Окончательно, заменить номера групп $\hat{S}^{рек}(t)$ на соответствующие группировочные средние, для которых можно указать доверительные интервалы.

Рассмотренную выше процедуру спектрального анализа назовем методом эмпирических категориальных коррелограмм (МЭКК).

Таким образом, в данном разделе предложен новый алгоритм спектрального анализа – Метод эмпирических категориальных коррелограмм, который может быть применим, как к числовым временным рядам, так и категориальным (нечисловым) временным рядам (Шишов, 2007). Этот метод позволяет выявлять все базовые частоты исходного ВР, даже если уровень колорированного шума является практически максимальным для ВР, используемых, например, в климатологии и дендроклиматологии (Mann, Lees, 1996).

П.3. Анализ статистической устойчивости метода эмпирических категориальных коррелограмм: Вычислительный эксперимент.

Для проведения расчетов на основе метода эмпирических категориальных коррелограмм (МЭКК) и анализа его статистической устойчивости была разработана программа спектрального анализа (Spectral_Testing) в среде программирования Delphi 5 компании Borland. Эта программа при запуске имеет стандартный вид Windows окна (Рис. 3.1).

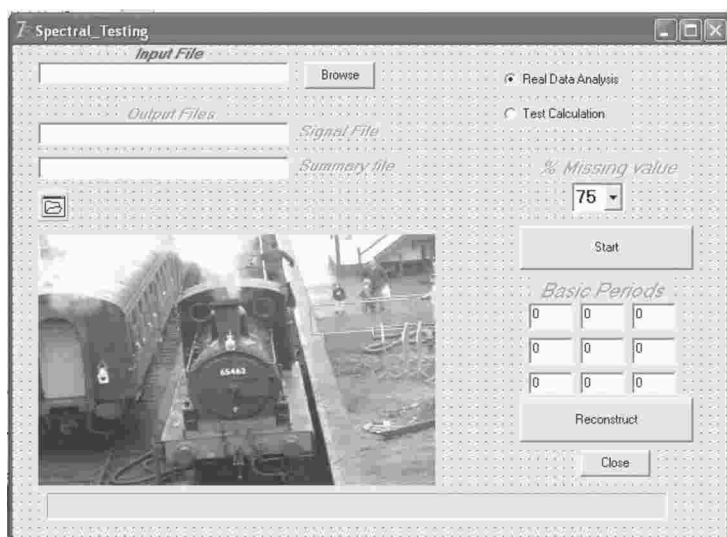


Рис. 3.1 Интерфейс программы спектрального анализа (Spectral_Testing), реализующей метод эмпирических категориальных коррелограмм.

При запуске программы, по умолчанию, будет выполняться спектральный анализ реальных временных рядов. По умолчанию, указатель стоит на радио-кнопке Real Data Analysis. При этом необходимо указать имя входного файла, находящегося на любом логическом диске, нажав на кнопку «Browse».

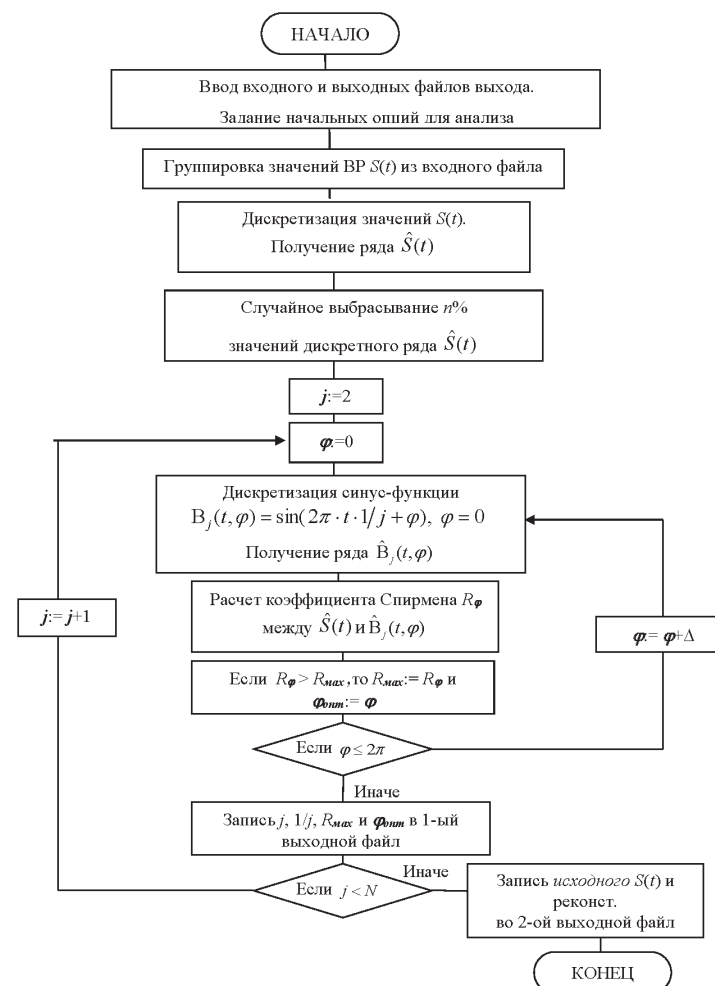


Рис. 3.2. Блок – схема программы спектрального анализа Spectral_Testing.

Опция «% *Missing value*» позволяет из исходного временного ряда выбрасывать случайным образом определенный процент значений. Эта опция позволяет исследовать полученное спектральное представление ВР на устойчивость, а именно, какой процент выброшенных значений критическим образом сказывается на спектре, изменяя его. В качестве тестового примера может выступать любой смоделированный временной ряд, для которого известны его истинные амплитуды, частоты и фазы.

Для восстановления исходного ряда необходимо указать «базовые» периоды в строке «*Basic periods*».

Далее алгоритм программы обращается к выходному файлу **summary.dat* (см. ниже пример), в котором записаны результаты 1-го этапа анализа – этапа построения категориальных коррелограмм.

Алгоритм расчета для МЭКК может быть представлен в виде блок-схемы, приведенной на рисунке 3.2.

Входными данными для программы *Spectral_Testing* является файл с расширением **.prn*. Он имеет следующий формат:

```

Time   Index   {Название столбцов данных}
1450   2.214063 { Год и значение исходного ВР }
1451   1.207692 { Год и значение исходного ВР }
1452   1.495833 { Год и значение исходного ВР }
.....
.....
1761   1.075197 { Год и значение исходного ВР }
1762   1.722912 { Год и значение исходного ВР }
.....
.....
1998   0.351115 { Год и значение исходного ВР }
1999   0.429129 { Год и значение исходного ВР }
2000   0.381531 { Год и значение исходного ВР }

```

Входные данные представляются в виде двух столбцов в ASCII (DOS - формат): в 1-ом столбце – годы, 2-й столбец – значение индекса в *t*- том году.

Выходные данные представляются в виде двух файлов. Файл **summary.dat* имеет следующий формат:

<i>Period</i>	<i>Frequency</i>	<i>Spearman</i>	<i>Phase</i> <i>Ntotal= 553</i>	{Название столбцов данных}
2	0,5	0,01	3,1416	{Период, частота, корреляция, фаза}
3	0,33333	0,03	2,9028	{Период, частота, корреляция, фаза}
4	0,25	0,03	1,4326	{Период, частота, корреляция, фаза}
5	0,2	0,02	5,1145	{Период, частота, корреляция, фаза}
...	...	...	...	
...	...	...	...	и т.д.
8	0,125	0,05	1,1624	
9	0,11111	0,03	0,7728	
10	0,1	0,07	3,2861	
11	0,09091	0,08	0,3833	
12	0,08333	0,06	5,0957	
13	0,07692	0,05	4,0212	
...	...	...	...	
...	...	...	...	

Выходные данные этого файла в виде 4-х столбцов в ASCII (DOS - формат): в 1-ом столбце – период, 2-й столбец – соответствующий период, 3-й столбец – максимальный коэффициент корреляции Спирмена, рассчитанный между двумя наборами категориальных данных, 4-й столбец – оптимальная фаза, при которой достигается максимальное значение коэффициента корреляции Спирмена. Также в первой строке указывается количество значений ВР, участвующих в анализе. Анализ данных этого файла позволяет принять решение о количестве базовых частот и их значениях, которые будут использованы на втором этапе анализа данных – восстановления сигнала.

Файл **modify.dat* имеет следующий формат:

<i>Time</i>	<i>Signal</i>	<i>Discret</i>	<i>Rec_Signal</i>	{Название столбцов данных}
1450	1,29	5	-1,65	{Период, частота, корреляция, фаза}
1451	0,99	4	-1,78	{Период, частота, корреляция, фаза}
1452	1,15	4	-1,88	{Период, частота, корреляция, фаза}
1453	1,14	4	-1,95	{Период, частота, корреляция, фаза}
1454	0,82	3	-1,99	
1455	0,71	2	-1,98	и т.д.
...	...	...	...	
...	...	...	...	

В данном файле 4 столбца в ASCII (DOS - формат): в 1-ом столбце – год, 2-й столбец – значения исходного ВР, 3-й столбец – категориальный ВР, полученный на основании дискретизации исходного ВР, 4-й столбец – реконструированный ВР, полученный на основе выявленных «базовых» частотах на 1-ом этапе анализа данных.

Далее, приведем результаты, касающиеся статистической устойчивости описанного в предыдущем разделе нового алгоритма. В качестве исходного гармонического сигнала был использован смоделированный сигнал из параграфа 2, на который воздействовал «красный» шум с $AR(1)=0.8$ (Mann, Lees, 1996). Количество реализаций такого шума было 1000 ВР. Здесь и далее, все вычислительные эксперименты имели не менее 1000 повторностей.

Прежде всего, была исследована способность данного алгоритма выявлять базовые частоты при определенном проценте потере информации о значениях исходного временного ряда при фиксированных амплитудах, близких к 1.

Для этого последовательно выбрасывался случайным образом определенный процент значений категориального ВР (Рис. 3.3). Этот процент изменялся последовательно в пределах от 5 до 80 % с шагом в 5 %.

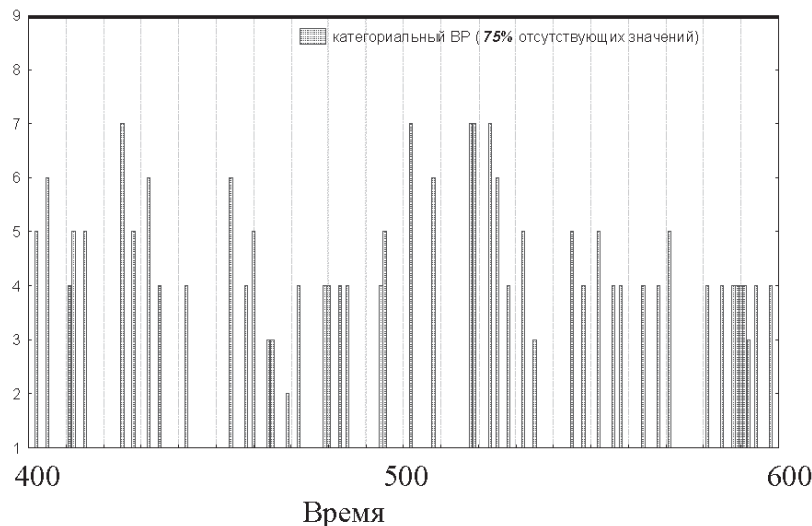


Рис. 3.3. Пример фрагмента реализации категориального временного ряда, для которого выброшено 75 % исходных значений случайным образом.

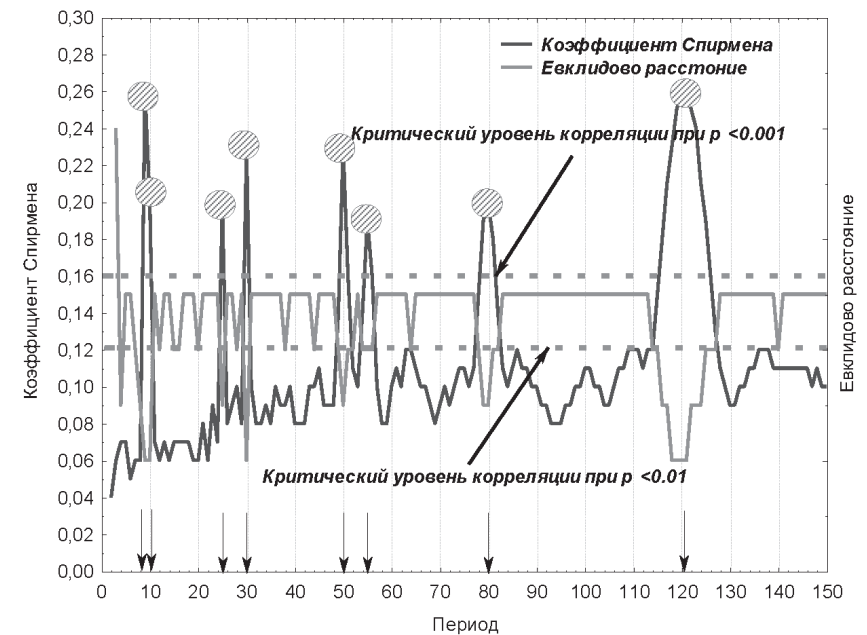


Рис. 3.4. Эмпирическая коррелограмма, состоящая из средних значений, полученных для коэффициента корреляции Пирсона, фазы и Евклидова расстояния

Такого рода потери информации во времени характерны при построении некоторых рядов в климатологии, дендроклиматологии, лимнологии, истории и т.д. (Левковская, 1965; Хантемиров, 1999; 2000; Шишов, 2000а; Cook, Kairiukstis, 1990; Lean et al., 1995; Quinn, Neal, 1997; Beer, 2001; Grudd et al., 2002; McCracken, 2004, 2005).

Алгоритм стабильно выявляет все пики базовых частот в коррелограммах при выбрасывании до 75 % значений различных реализаций категориального ВР. При 80 %-ных потерях информации, алгоритм МЭКК начинает терять от 2 до 4 пиков истинных базовых частот в зависимости от реализаций категориального ВР. Напомним, что таких реализаций было не менее 1000.

Отметим, что осреднение проводилось для 1000 реализаций сигнала под воздействием 1000 реализаций «красного» шума с практически максимальными уровнями автокорреляции 1-го по-

рядка и амплитуды (Mann, Lees, 1996). При анализе единичных реализаций коррелограмм только в 7 % случаев алгоритм МЭКК ошибался при определении базовых частот, теряя 1-3 пика в высокочастотной области.

На рисунке 3.5 представлен фрагмент динамики чистого и реконструированного сигнала на основе коррелограммы, состоящей из средних значений, полученных для коэффициента корреляции Спирмена. Можно отметить высокую положительную корреляцию ($R=0.95$, $p<0.00001$) между анализируемыми ВР.

Что будет происходить с пиками коррелограммы, если постепенно изменять амплитуды $A_1, A_2, \dots, A_8$ из соотношения (*) (см. П. 2.)?

Будем последовательно увеличивать амплитуду каждой гармоники от 0.1 до 1 при фиксированной единичной амплитуде всех остальных.

Как и ожидалось, наиболее устойчивыми гармониками при спектральном анализе МЭКК оказались колебания из низкочастотной области (Рис. 3.6).

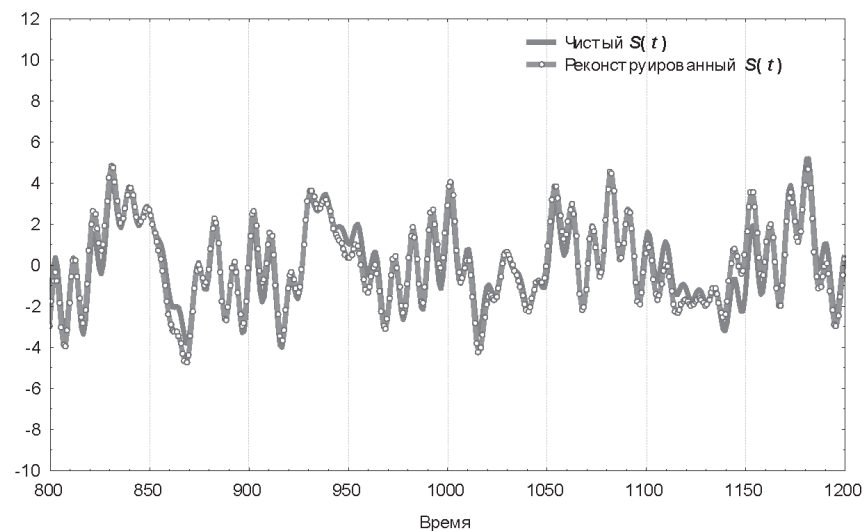


Рис. 3.5. Фрагмент динамики исходного сигнала $S(t)$, чистого сигнала $S^{\text{чист}}(t)$ (без шума) и реконструированного сигнала $S^{\text{рек}}(t)$ на основе метода эмпирических категориальных коррелограмм

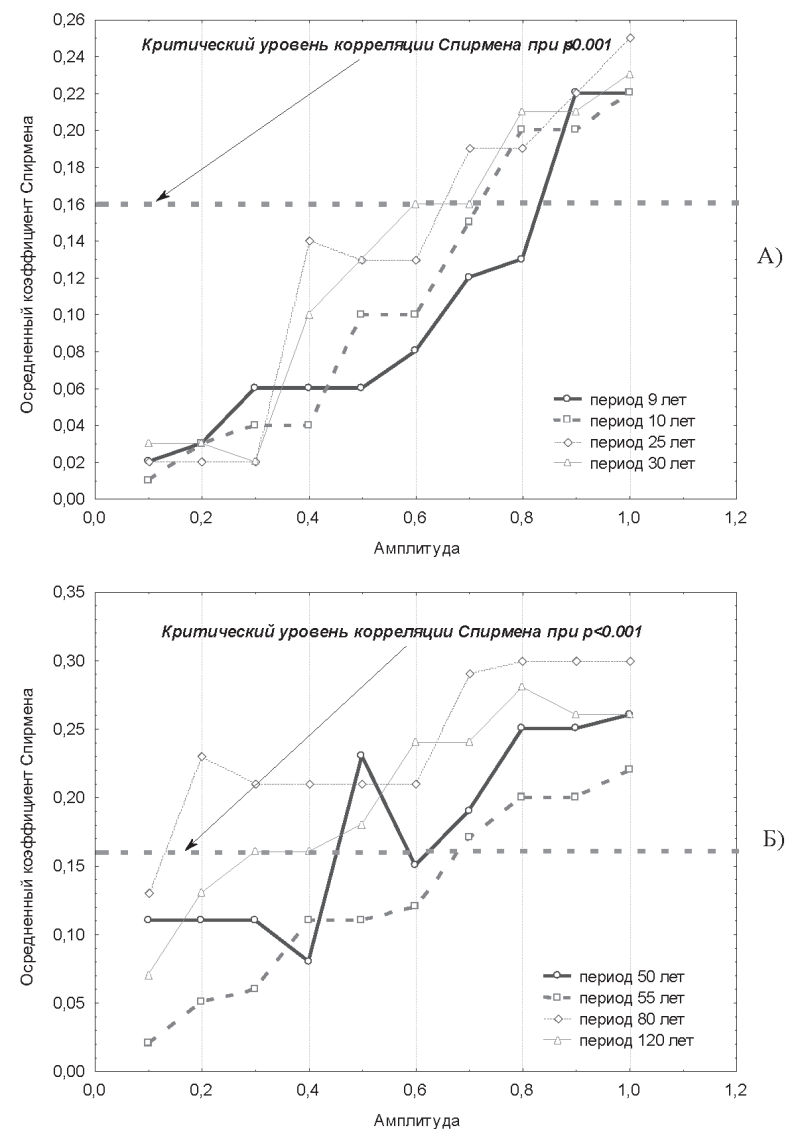


Рис. 3.6. Зависимость осредненных коэффициентов корреляции Спирмена от амплитуды гармонических колебаний, соответствующих следующим периодам: А) 9, 10, 25, 30 лет и Б) 50, 55, 80, 120 лет

Так, 120-летние колебания выявляются при помощи МЭКК даже в случаях, когда амплитуда не превосходит 0.2. 80-летняя гармоника выявляется при амплитуде, равной 0.3 и более. Высокочастотные колебания выявляются в случае, когда их амплитуды близки к 1 (от 0.8 до 1). Таким образом, вероятность потерять базовую гармонику в высокочастотной области значительно выше, чем в низкочастотной, при спектральном анализе на основе МЭКК. Этот результат хорошо согласуется с теорией, разработанной для стохастических стационарных процессов (Яглом, 1981).

Отметим также, что в теории стохастических процессов известны примеры аппроксимации эмпирических значений автокорреляционной функции простой комбинаций элементарных функций. Получаемые таким образом спектральные плотности обладают рядом привлекательных свойств, а именно, они являются гладкими функциями частоты, не содержащими «противоестественных пиков и провалов» (Казакевич, 1971; Яглом, 1981).

Но в методе МЭКК речь не идет об аппроксимации некоторой функции другими более элементарными. Речь идет о корреляционных сопоставлениях категориальных прообразов самого изучаемого процесса с прообразами простейших тригонометрических функций в те моменты времени, где определен изучаемый случайный процесс.

К сожалению, на практике на основе предложенного метода (МЭКК) невозможно оценить амплитудный вклад каждой из выявленной гармоник в общий сигнал. Но для восстановленного сигнала, содержащего минимальный уровень шума это можно сделать при помощи традиционных спектральных методов, таких как Вейвлет анализ или МТМ.

П. 4. Пример использования метода эмпирических категориальных коррелограмм при анализе сверхдлительных древесно-кольцевых хронологий

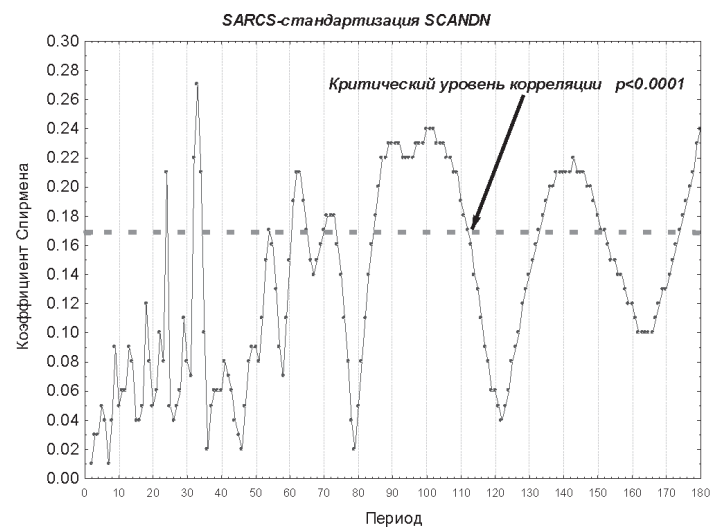
Рассмотрим несколько примеров спектрального анализа МЭКК сверхдлительных древесно-кольцевых хронологий, полученных для циркумполярной области Евразии.

Было рассмотрено 4 древесно-кольцевых хронологии, полученных для Скандинавии (SCANDN) (Рис. 4.1 Б), п-ова Ямал (Urals) (Рис. 4.2 Б), п-ова Таймыр (Taimyr) (Рис. 4.3 Б) и Северной части Якутии (Yakut) (Рис. 4.4 Б). Все хронологии были получены на базе SARCS стандартизации, являющейся робастной модификацией метода стандартизации региональными кривыми – RCS метода (Melvin, 2004).

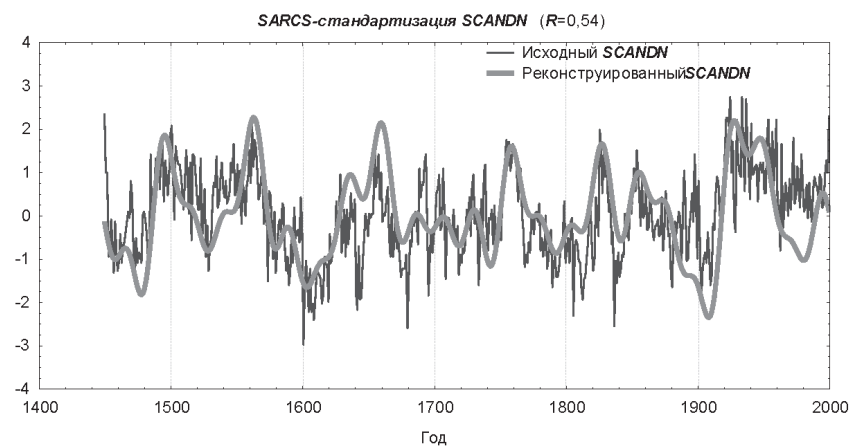
Все длительные хронологии анализировались на общем временном интервале с 1450 по 2000 гг. Подробное описание и полный дендрохронологический анализ этих сверхдлительных хронологий приведен в работе К. Бриффы и др., опубликованной в 2008 г (Briffa et al., 2008).

Проанализируем коррелограммы для данных ВР, полученных при помощи метода эмпирических категориальных коррелограмм – МЭКК, рассмотренного в параграфах 2 и 3 (Рис. 4.1 А) – 4.4 А).

Условно все выявленные периоды, которым соответствует значимый коэффициент ранговой корреляции Спирмена ($p < 0.0001$), можно разбить на 4 группы: 30-летние колебания с периодом от 31 до 33 лет, 70 летние колебания с периодом от 72 до 76 лет, 90-летние колебания от 85 до 97 лет и, наконец, 150-летние колебания от 132 до 178 лет (Табл. 4.1).

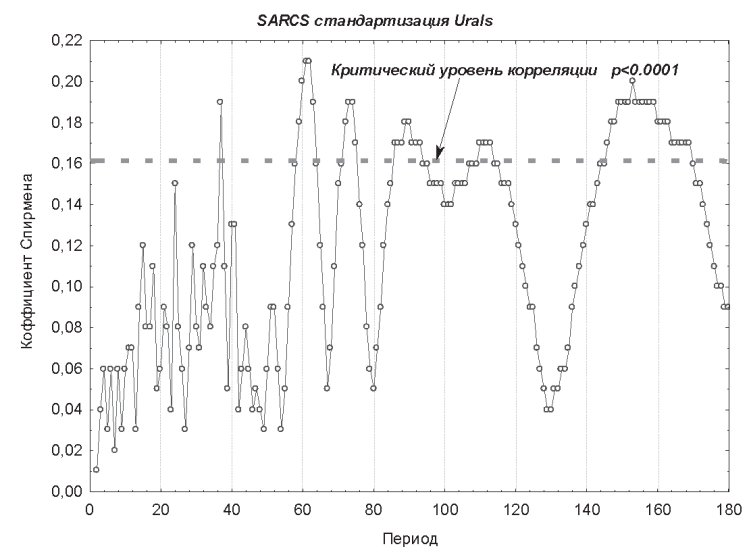


А)

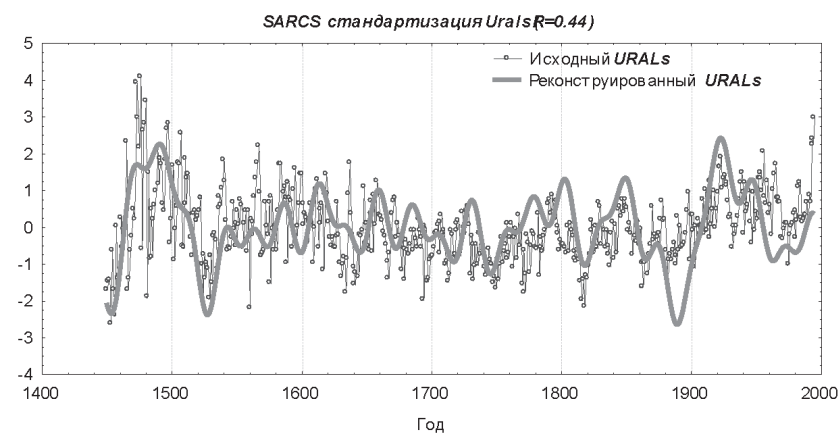


Б)

Рис. 4.1. Категорияльная коррелограмма А) и реконструированный сигнал Б), полученные по методу МЭКК для Шведской древесно-кольцевой хронологии (SCANDN).



А)



Б)

Рис. 4.2. Категорияльная коррелограмма А) и реконструированный сигнал Б), полученные по методу МЭКК для Ямальской древесно-кольцевой хронологии (URALS).

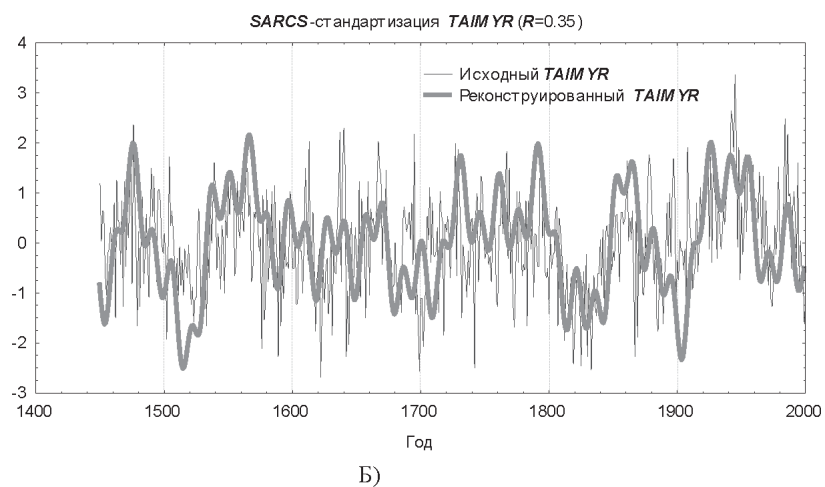
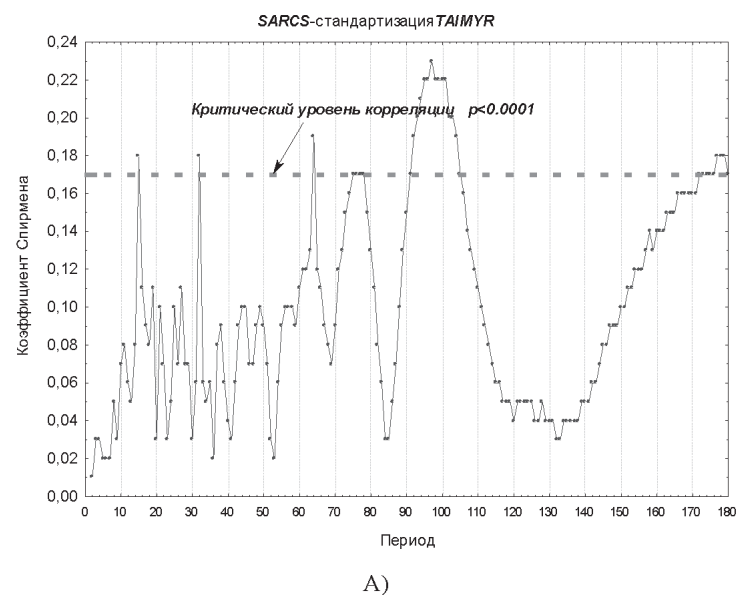


Рис. 4.3. Категориальная коррелограмма А) и реконструированный сигнал Б), полученные по методу МЭКК для Таймырской древесно-кольцевой хронологии (TAIMYR).

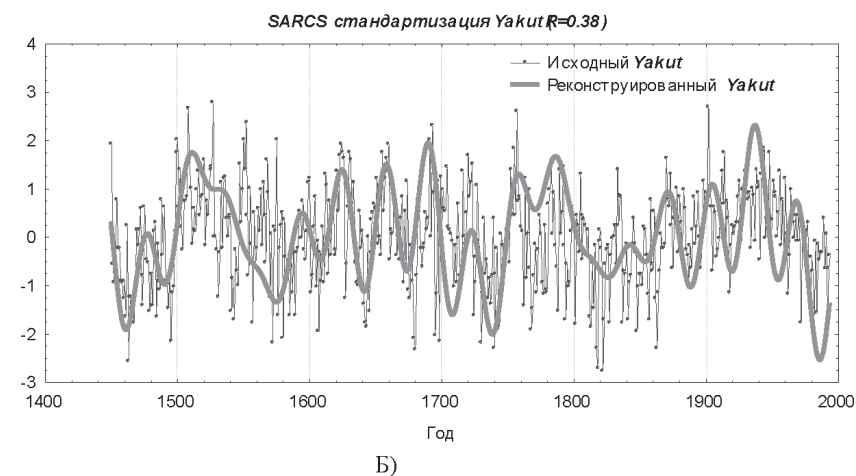
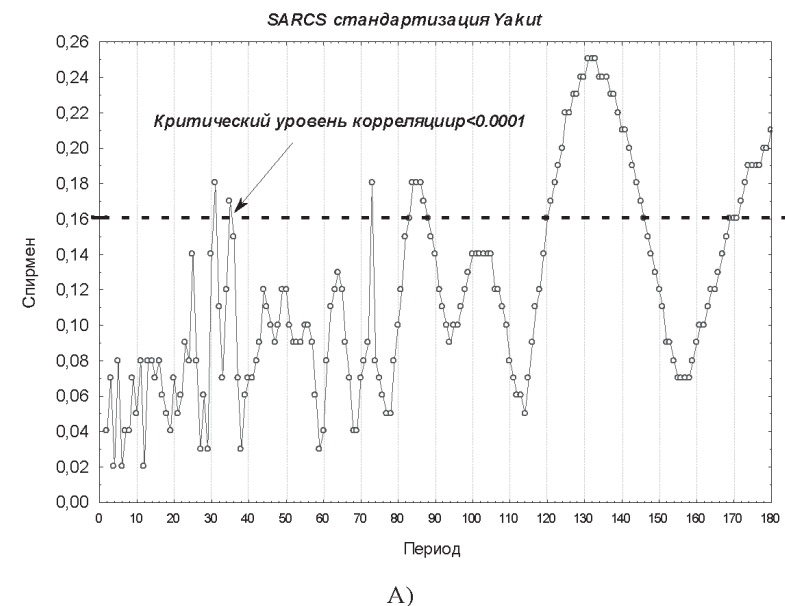


Рис. 4.4. Категориальная коррелограмма А) и реконструированный сигнал Б), полученные по методу МЭКК для Якутской древесно-кольцевой хронологии (YAKUT).

Таблица 4.1.

Периоды и фазовые сдвиги, которым соответствует значимый коэффициент ранговой корреляции Спирмена ($p < 0.0001$) в МЭКК коррелограммах.

Максимумы корреляции	SCANDN	URALS	TAIMYR	YAKUT
Период/Фаза	15/2.54			
Период/Фаза	24/2.70	24/2.89		
Период/Фаза	33/5.11	37/4.01	32/2.96	31/2.98 35/2.07
Период/Фаза	54/2.19			
Период/Фаза	63/2.40	62/4.13	64/4.83	
Период/Фаза	72/3.33	73/4.49	76/4.85	73/2.71
Период/Фаза	90/5.28	90/5.07	97/0.28	85/2.53
Период/Фаза	102/1.99	110/5.54		
Период/Фаза	140/4.15	153/6.26	178/3.13	132/4.44

Возможные механизмы возникновения колебаний, отмеченных в Табл. 4.1, кроме сверхвековых с периодом от 132 до 178 лет, описываются в следующем параграфе этой работы.

Отметим, что при помощи МЭКК были получены фазовые сдвиги для различных периодов (или частот). Предположим, что выявленные общие колебания являются оценкой внешнего климатического сигнала, действующего на все экосистемы для обширной территории Евразии. Тогда фазовые сдвиги могут быть интерпретированы, с одной стороны, как пространственно-временные запаздывания или опережения в действии данного сигнала на прирост древесных растений, как одного из основных индикаторов состояния экосистем. С другой стороны, такие фазовые сдвиги могут отражать региональные особенности роста древесных растений.

Динамика реконструированных сигналов древесно-кольцевых хронологий на базе МЭКК отличается уже отмеченными выше опережениями и запаздываниями, несмотря на сходство выяв-

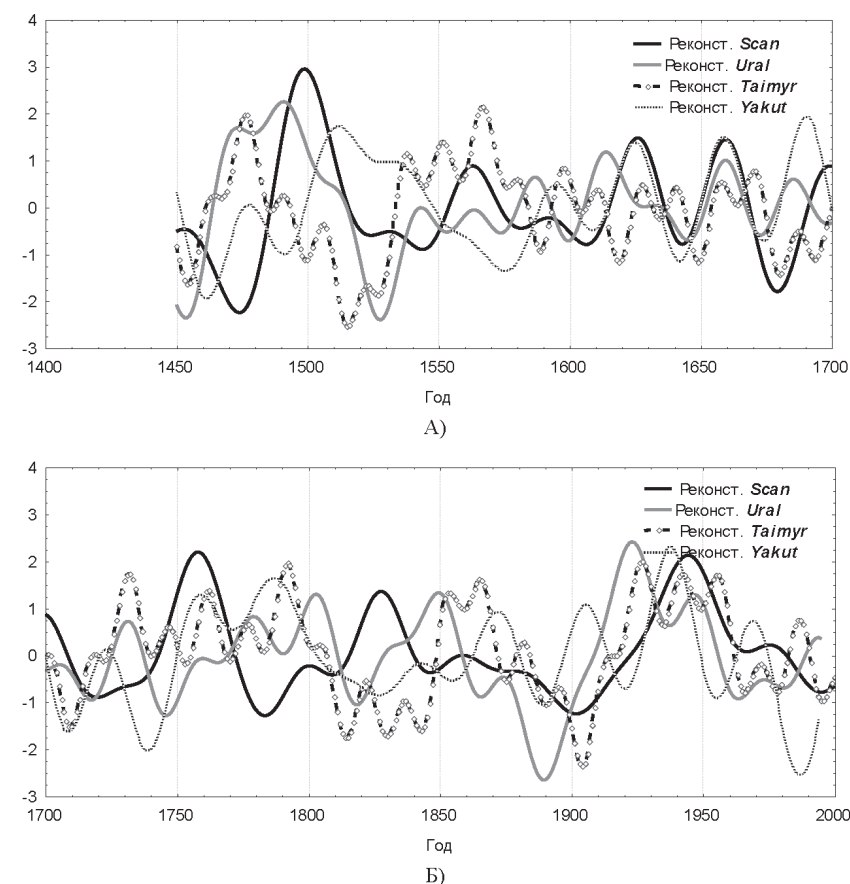


Рис. 4.5. Динамика сигналов, выявленных в сверхдлительных древесно-кольцевых хронологиях для двух временных периодов: А) 1450-1700 гг. и Б) 1700-2000 гг.

ленных значений частот. Можно также отметить, что амплитуда колебаний реконструированных хронологий меняется синхронно для всего анализируемого периода (Рис. 4.5). Например, экстремально большие амплитуды для периодов 1450-1525, 1650-1775, 1900-2000 гг. сменяются более низкими значениями для следующих периодов: 1550-1625, 1775-1850 гг., соответственно. При этом, имеется 2 периода синхронизации (1600-1700 и 1880-1980 гг.) и 2

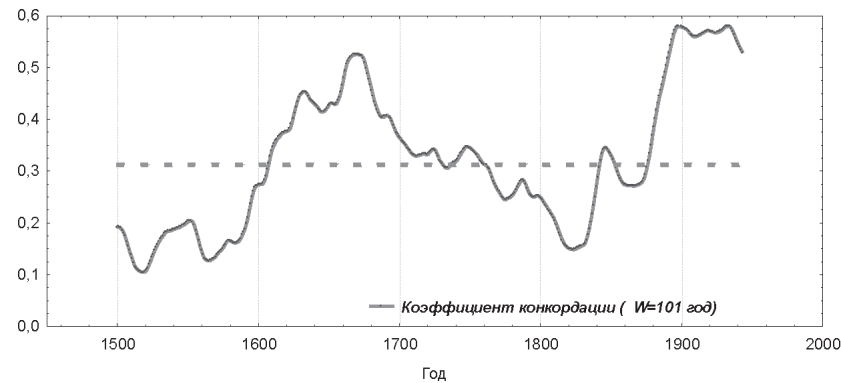


Рис. 4.6 Динамика скользящего коэффициента конкордации Кендалла с окном $W=101$ год (Briffa et al., 2008), рассчитанного для МЭКК сигналов в анализируемых древесно-кольцевых хронологиях (Пунктирной линией указан критический уровень коэффициента Кендалла с уровнем значимости $p<0.05$)

периода десинхронизации в динамике реконструированных хронологий (1500-1600 и 1725-1860 гг.) (Рис. 4.6).

Отметим, что все анализируемые хронологии являются температурно-чувствительными (Ваганов и др., 2000; Мазепа, 1999б, 2000; Шиятов, 1986; Шиятов и др., 1996; Хантемиров, 1999, 2000; Naurzbaev, Vaganov, 2000; Naurzbaev et al., 2000; Grudd et al., 2002). Известно также, что с 1960-х годов XX века отмечается практически повсеместное увеличение летних температур в субарктической области Северного полушария (Jones, Briffa, 1992; Hughes, 1995; Hughes et al., 1987; 1999; Jones et al., 2001; Jones 2002). Но в динамике реконструированных хронологий аналогичной тенденции не наблюдается (Рис. 4.5). После 1960 г. в реконструированных хронологиях наблюдается динамика, обратная к температурной. Подобное расхождение в динамике прироста древесных растений и изменений летней температуры были выявлены в ряде работ. Более того, были описаны механизмы подобного расхождения в тенденциях (Шишов и др., 2007а; Briffa et al., 1998в; 1998г; Vaganov et al., 1999; Vaganov, Hughes, 2000).

Таким образом, получено еще одно свидетельство корректности работы метода эмпирических категориальных коррелограмм, но уже на прикладном материале.

П.5. Нелинейные эффекты и механизмы их возникновения в анализе пространственной согласованности прироста древесных растений по сверхдлительным древесно-кольцевым хронологиям Севера Евразии

В параграфе предлагается новый подход для описания дендрохронологической информации на базе скользящих коэффициентов конкордации Кендалла, объясняется возможный механизм возникновения согласованности прироста древесных растений для обширной территории севера Евразии для последних 1200 лет.

Для анализа были использованы 2000-летние древесно-кольцевые хронологии, полученные для Швеции, Финляндии, Ямала (Россия) и Таймыра (Россия) (Рис. 5.1).

Все хронологии были получены на базе стандартизации региональными кривыми дендрохронологических рядов (RCS-стандартизации) (Grudd et al., 2002; Melvin, 2004) (Рис. 5.2).

Этот способ стандартизации является одним из наиболее консервативных методов обработки исходных дендрохронологических данных, который максимально сохраняет низкочастотные составляющие древесно-кольцевых хронологий.

На частотный интервал от 0 до 0.05 год^{-1} приходится более 70% объясненной дисперсии для различных сверхдлительных хронологий. Следовательно, использование методов стандартизации, подобных RSC подходу, может оказаться весьма полезным, особенно в вопросах, связанных с изучением влияния глобальных факторов на различные биологические системы.

Для анализа согласованности была использована модификация коэффициента конкордации Кендалла (Джансеитов, Шишов, 1993; Kendall, 1970; Briffa et al., 2008). Модификация состояла в

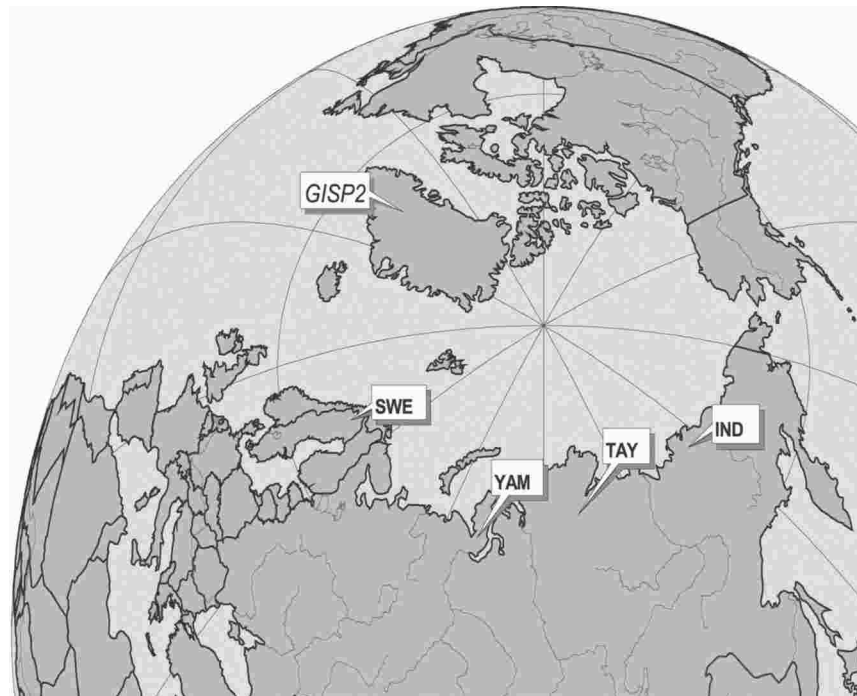


Рисунок 5.1. Карта расположения мест сбора образцов древесины, использованных при построении SWE – Швецкой, FIN – Финской, YAM – Ямальской, TAY – Таймырской сверхдлительных древесно-кольцевых хронологий.

том, что данный коэффициент рассчитывался как скользящая характеристика для различной длины окна W .

Напомним, что коэффициент конкордации Кендалла S изменяется в пределах от 0 до 1. Ноль означает полную несогласованность в поведении временных рядов на рассматриваемом временном интервале. Соответственно, единица – полное совпадение рангов (фактически, динамики) анализируемых временных рядов.

В неопределенных случаях можно воспользоваться следующим результатом. Известно, что при длине окна $W > 7$ величина $\chi_r^2 = m(W-1)S$ распределена как статистика χ^2 с $W-1$ степенями свободы (Kendall, 1970).

Для оценки насколько согласованность в динамике исследуемых рядов неслучайна, можно воспользоваться следующим. В ре-

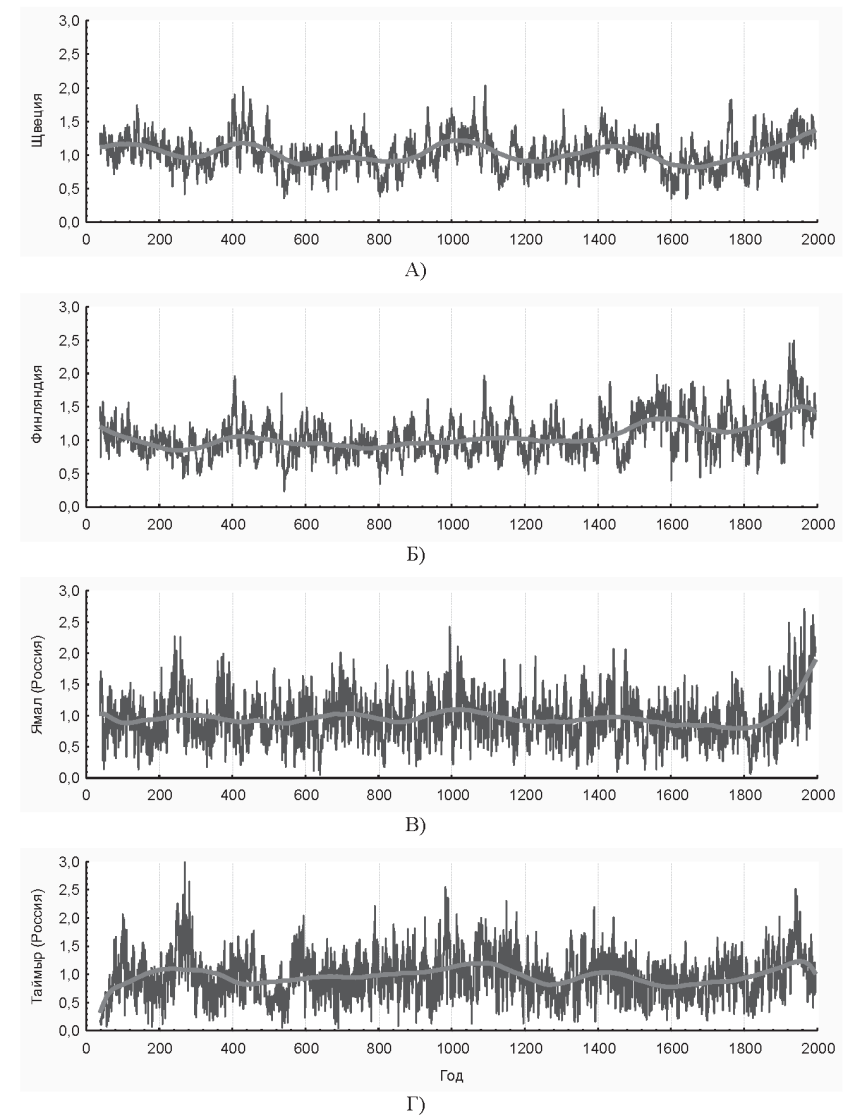


Рис.5.2. Сверхдлительные древесно-кольцевые хронологии, полученные при помощи RCS стандартизации для территории Швеции (А), Финляндии (Б), Ямала (В), Таймыра (Г)

зультате воздействия шума на сигнал, появляются отклонения от 1 в рассматриваемых значениях скользящих характеристик. Следовательно, чувствительность к шуму той или иной характеристики можно оценить на основании отклонений от 1.

Такой оценкой может быть обычное Евклидово расстояние D между временным рядом, все значения которого постоянны и равны 1, и соответствующим скользящим коэффициентом, т.е.

$$D = \sqrt{\sum_i (1 - c_i)^2},$$

где c_i – скользящий коэффициент конкордации Кендалла.

Если бы поведение рассматриваемых рядов было бы абсолютно несогласованным (или случайным), то все c_i стремились бы к 0 и, следовательно, значение D было бы равно квадратному корню от длины исследуемого ряда. В нашем случае, в зависимости от длины окна W , которое менялось от 11 до 201 года, критические значения D лежало бы в пределах от $41.93 = \sqrt{1758}$ до $44.14 = \sqrt{1948}$. Наоборот, в случае полной согласованности исследуемых временных рядов, значение D стремилось бы к 0.

На основании Евклидова расстояния можно ответить на несколько вопросов.

Во-первых, является ли временная согласованность исследуемых рядов случайной или, наоборот, нет. Во-вторых, при каких окнах W коэффициент конкордации менее подвержен влиянию шума, то есть является более робастным по отношению к шумовым воздействиям различного рода. В-третьих, при каких окнах W коэффициент конкордации более чувствителен к наличию сигнала. Очевидно, чем больше величина W , тем больше информации используется для получения той или иной характеристики, и тем больше вероятность того, что скользящая характеристика «сохранит» информацию об общем сигнале.

Дополнительным критерием для сравнения изучаемых скользящих характеристик может служить процент значимых величин на анализируемом интервале времени.

В качестве основных методов для спектрального разложения были использованы метод множественных сфероидальных последовательностей (multiple-taper methods – MTM) (Ramachandra, Nared, 2003), сингулярный спектральный анализ (Singular Spectrum Analysis – SSA) и Вейвлет анализ (Wavelet analysis). В отличие от традиционного преобразования Фурье эти методы мо-

гут быть применены к нестационарным временным рядам. Более того, эти методы могут эффективно выявлять сигнал в тех случаях, когда уровень шума во временных рядах высокий.

Проанализируем согласованность в поведении сверхдлительных древесно-кольцевых хронологий, полученных для севера Евразии (Рис. 5.3).

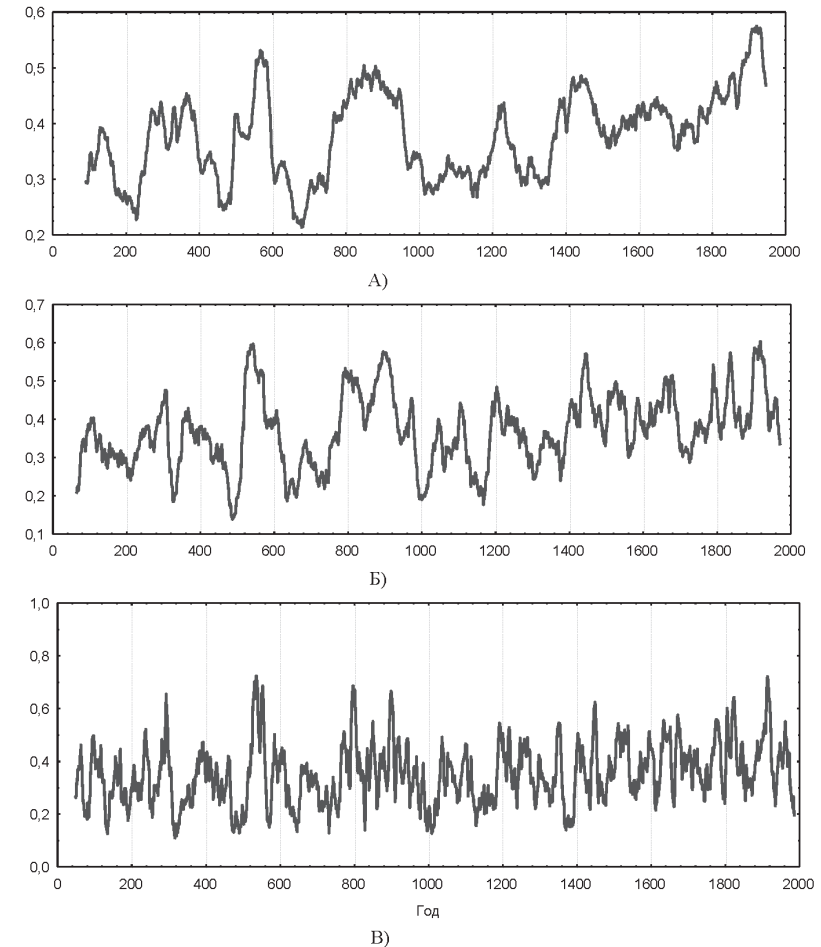


Рис. 5.3. Скользящий коэффициент конкордации Кендалла, рассчитанный для 4 анализируемых сверхдлительных древесно-кольцевых хронологий с окном W , равным: А) 101 году, Б) 51 году и В) 21 году.

Если синхронность в поведении древесно-кольцевых хронологий окажется значимой, следовательно, можно сделать заключение о влиянии на прирост древесных растений одного и того же синхронизирующего фактора.

Общая согласованность между древесно-кольцевыми хронологиями, рассчитанная для всего 2000-летнего временного интервала, является значимой ($C=0.38$) с $p<0.05$ ($C_{крит}=0.26$).

Проанализируем скользящий коэффициент конкордации, рассчитанный для различных W , с точки зрения значимости его значений и отклонений от 1 (Табл. 5.1).

Предварительные результаты, основанные на анализе скользящих коэффициентов конкордации временных рядов, полученных методом Монте-Карло, указывают на то, что динамика скользящего коэффициента конкордации значительно отличается от случайной в случае, когда окно скольжения начинает превосходить 21 год.

Таблица 5.1.

Процент значимых значений и Евклидово расстояние между 1 и скользящим коэффициентом конкордации Кендалла

Длина окна W	% значимых значений ($p < 0.05$)	Евклидово расстояние
11	19.2	29.7
21	34.6	28.9
25	38.6	28.7
33	49.6	28.4
51	63.0	27.8
101	76.7	27.0
201	93.0	26.3

Следовательно, периодичность внешнего воздействия на дендрохронологические ряды, которая может быть выявлена при помощи коэффициента конкордации, должна быть больше или равна 21 году.

При проведении МТМ спектрального анализа для коэффициентов конкордации были выявлены различные циклы, длина волн которых более, чем 25 лет (Табл. 5.2).

МТМ-спектры, полученные для скользящего коэффициента конкордации, рассчитанного для различных окон W

Дли- на окна W	Частоты, соответствующие циклам длины												
	≈ 300 лет	≈ 200 лет	≈ 170 лет	≈ 130 лет	≈ 110 лет	≈ 80 лет	≈ 70 лет	≈ 62 лет	≈ 50 лет	≈ 35 лет	≈ 29 лет	≈ 27 лет	≈ 25 лет
11	0.0031			0.0072	0.0092	0.0123	0.0133	0.0154	0.020		0.035	0.037	0.040
21	0.0031	0.0046	0.0057	0.0072	0.0088	0.0124	0.0134	0.0160	0.020	0.028	0.031	0.037	0.041
25	0.0031	0.0047	0.0057	0.0072	0.0088	0.0124	0.0134	0.0160	0.020	0.028		0.037	
33	0.0031	0.0047	0.0057	0.0073	0.0088	0.0125	0.0135	0.0161	0.021	0.023			
51	0.0031	0.0047	0.0058	0.0073	0.0089	0.0120	0.0136	0.0162	0.019	0.028			
101	0.0038	0.0048	0.0059	0.0075	0.0091	0.0124	0.0134	0.0161	0.021	0.028	0.035		
201	0.0039	0.0051		0.0079	0.0091	0.0125	0.0136	0.0165	0.022	0.028			

Можно выделить следующие группы цикличностей с периодами: около 300 лет, 170-200 лет, 110-130 лет, 70-80 лет, около 62 лет, около 50 лет, около 35 лет, 27-29 лет.

Интерпретировать полученные циклы сложно. Но цикличности в 126, 71, 62 и 36 лет обнаруживаются при анализе 1200-летнего временного ряда, полученного для изотопа ^{10}Be по ледовой колонке Dye 3, Гренландия (65.2 с.ш., 43.8 з.д.) (Beer, 2001; McCracken et al., 2004; 2005) (Рис. 5.4). Этот изотоп тесно связан с различными показателями приходящей солнечной иррадиации.

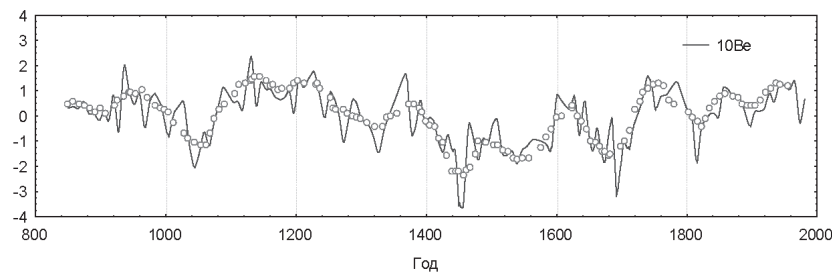


Рис. 5.4. Стандартизированная концентрация изотопа ^{10}Be за последние 1200 лет.

Существуют различные гипотезы о взаимодействии системы атмосфера-океан-суша и солнечной иррадиации в позднем голоцене, которое, скорее всего, носит нелинейный характер (Beer, 2001; Burroughs, 1994; Lean et al., 1995; Lawrence et al., 1998; Bond et al., 2001).

Так, например, для различных древесно-кольцевых хронологий были обнаружены два общих цикла в 18.2 и 31.2 года (Rasporov et al., 2004). При этом, авторы утверждают, что причиной этих цикличностей является нелинейное взаимодействие двух хорошо известных 88-летнего цикла Глейсберга и 20-летнего цикла Хейла (Burroughs, 1994):

$$\nu_+ = \nu_H + \nu_G = 1/23 + 1/88 = 0.055 \text{ years}^{-1} \text{ (18.2 years)}$$

$$\nu_- = \nu_H - \nu_G = 1/23 - 1/88 = 0.032 \text{ years}^{-1} \text{ (31.2 years)}$$

Подобное преобразование вытекает например из известной формулы тригонометрии или подобной ей:

$$\sin 2\pi t\nu_1 \cos 2\pi t\nu_2 = \frac{1}{2} (\sin 2\pi t(\nu_1 + \nu_2) + \sin 2\pi t(\nu_1 - \nu_2))$$

Такое преобразование частот при спектральном анализе является не вполне корректным. Дело в том, что все известные методы спектрального анализа, в большей или меньшей степени, основаны на преобразовании Фурье, которое представляет собой в дискретном случае разложение исходного временного ряда в виде конечной суммы синусов, косинусов или комплексной экспоненты.

Физически, невозможно получить более высокую частоту посредством композиции более низких (Kinsler, Frey, 1982). Это эквивалентно попыткам получения, например, суточных климатических данных на базе среднемесячных показателей без потери информации.

Более корректно, на наш взгляд, было бы использование, например, следующего известного преобразования, которое может быть получено из предыдущего преобразования:

Подобные преобразования частот используются в акустике (для

$$\sin 2\pi t\nu_1 + \sin 2\pi t\nu_2 = 2 \sin 2\pi t \frac{\nu_1 + \nu_2}{2} \cos 2\pi t \frac{\nu_1 - \nu_2}{2} = 2 \sin 2\pi t\Theta_1 \cos 2\pi t\Theta_2$$

распознавания голоса) и геофизике (для изучения сейсмического эхо и распространения волн в различных средах) (Kinsler, Frey, 1982).

Обычно, такие сигналы анализируются при помощи так называемого Кепструм (Cepstrum) анализа (Oppenheim, Schaffer, 1989). Идея этого метода проста.

Если $s(t)=x(t)y(t)$, тогда Фурье преобразование для $s(t)$ будет выглядеть следующим образом: $S(\nu)=X(\nu)*Y(\nu)$. Основная цель заключается в разделении $X(\nu)$ от $Y(\nu)$. Это возможно сделать при помощи логарифмического преобразования:

$$\log |S(\nu)| = \log |X(\nu)Y(\nu)| = \log |X(\nu)| + \log |Y(\nu)|$$

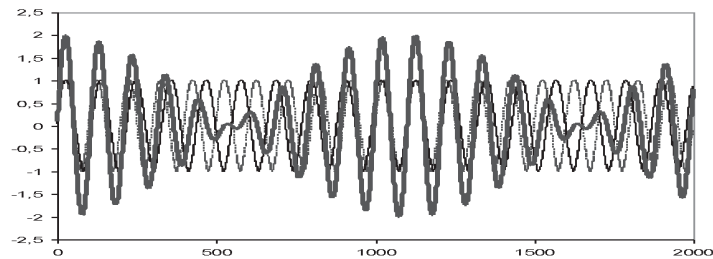
После этого вновь применяется Фурье преобразование, но уже к $\log |S(\nu)|$ и, наконец, мы получаем искомые периоды.

Алгоритмически, Cepstrum метод может быть записан следующим способом:

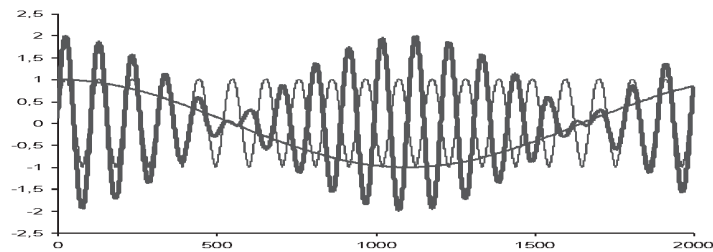
$$\text{signal} \rightarrow \text{FT} \rightarrow \text{LOG} \rightarrow \text{FT} \rightarrow \text{cepstrum}$$

На рисунке 5.5 показан пример модулированного сигнала, который является линейной комбинацией двух синусоид с периодами 100 и 110 лет.

Этот же сигнал может быть получен посредством удвоенного произведения синуса с периодом 104.76 (Θ_1) года и косинуса с периодом 2200 лет (Θ_2) (Рис. 5.5 Б). Как результат, можно констатировать, что более высокая частота Θ_1 моделируется более низкой – Θ_2 .



А)



Б)

Рис. 5.5. Модулированный сигнал (жирная сплошная линия), который является линейной комбинацией двух синусоид с периодами 100 (тонкая сплошная линия) и 110 лет (пунктирная линия) (А), а также суперпозицией синуса с периодом 104.76 года (тонкая пунктирная линия) и косинуса с периодом 2200 лет (тонкая сплошная линия) (Б).

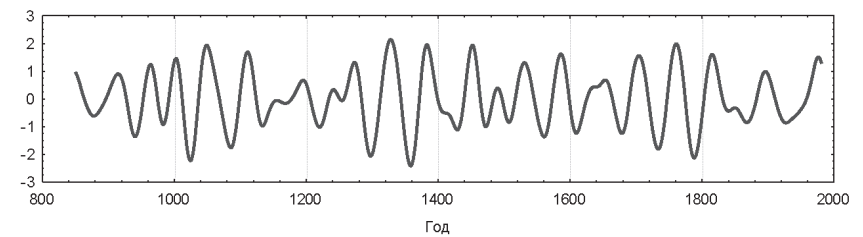
Предположим, что некоторый процесс является результатом нелинейного взаимодействия циклов Глейсберга и Хейла. Тогда,

$$\sin 2\pi t \nu_H + \sin 2\pi t \nu_G = 2 \sin 2\pi t \frac{\nu_H + \nu_G}{2} \cos 2\pi t \frac{\nu_H - \nu_G}{2},$$

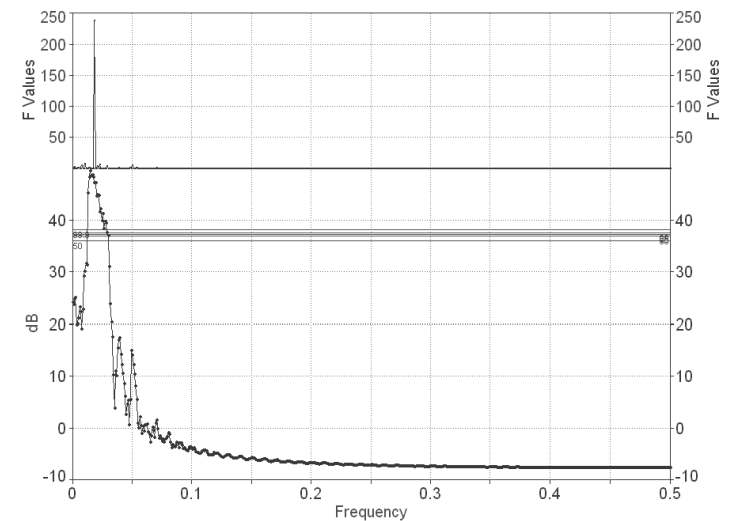
или

$$\begin{aligned} \sin 2\pi t \frac{1}{23} + \sin 2\pi t \frac{1}{88} &= 2 \sin 2\pi t \frac{\frac{1}{23} + \frac{1}{88}}{2} \cos 2\pi t \frac{\frac{1}{23} - \frac{1}{88}}{2} = \\ &= 2 \sin(2\pi t \cdot 0.02742) \cos(2\pi t \cdot 0.01606) \end{aligned}$$

Таким образом, если наше предположение о возможном влиянии солнечной иррадиации на некоторый процесс верно, тогда при спектральном анализе этого процесса должны обнаруживаться два цикла: ≈ 36 и 62 года.



А)



Б)

Рис. 5.6. 62-летняя SSA циклическая компонента для ^{10}Be (А) и ее MTM спектр (Б)

Две циклических компоненты, практически с теми же периодами (**≈ 35 и 62 года**) были обнаружены при анализе динамики изотопа ^{10}Be на основе спектрального анализа SSA и MTM. Отметим, что низкочастотная составляющая (**≈ 62 года**) объясняет 13% начальной вариации для данных по ^{10}Be (Рис. 5.6).

В тоже время, высокочастотная составляющая (**≈ 35 лет**) объясняет 9% начальной вариации по ^{10}Be (Рис. 5.7)

Таким образом, на основе сингулярного спектрального анализа были обнаружены две циклических компоненты, частоты которых

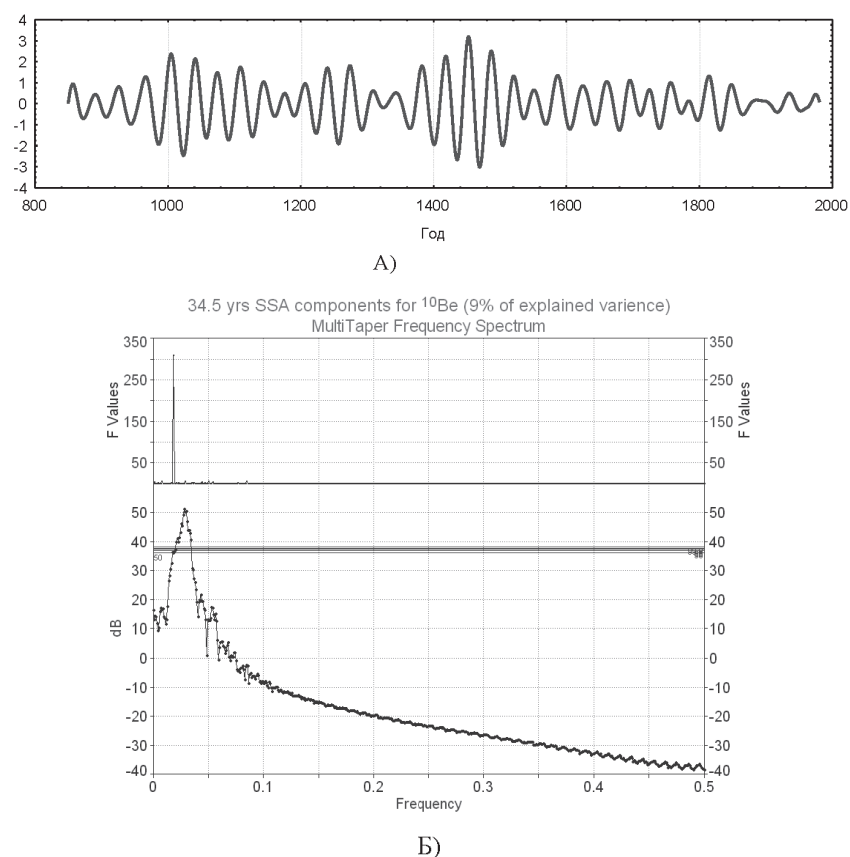


Рис. 5.7. 35-летняя SSA циклическая компонента для ^{10}Be (А) и ее MTM спектр (Б)

очень близки к теоретически полученным. Отметим, что SSA компоненты были получены без дополнительных предположений о природе колебаний для ^{10}Be .

При помощи аналогичного подхода были выявлены дополнительные низкочастотные компоненты. Одна из них объясняет 50% начальной вариации и может быть интерпретирована как нелинейный тренд в данных (Рис. 5.8).

Частота такого «тренда» 0.00088, которая соответствует периоду в 1100-1200 лет. Другая компонента образуется на основе линейного взаимодействия двух циклических составляющих в 71 (70-80 лет) год и 126 (110-130 лет) лет. Такая комплексная компонента объясняет приблизительно 40% вариации. В общем, 4 сингулярных компоненты объясняют более 90 % изменчивости данных по исследуемому изотопу. Заметим, что объясненная вариация в совокупности не является прямой суммой объясненных вариаций для отдельных сингулярных компонент в силу взаимных корреляций и автокорреляций.

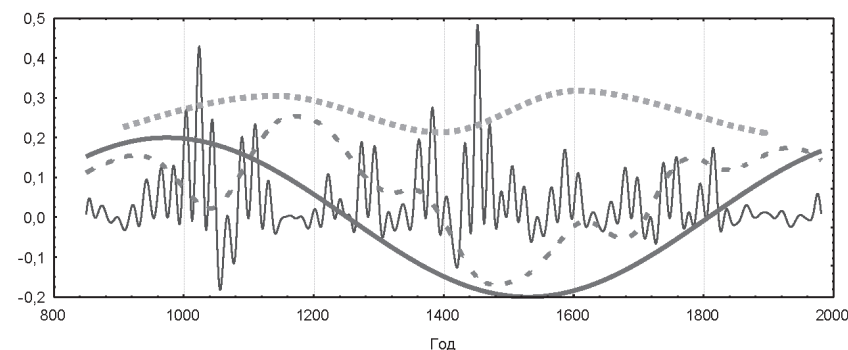


Рис. 5.8. Модулированный сигнал (тонкая сплошная линия), полученный на базе нелинейного взаимодействия 35- и 62-летней SSA циклических компонент, теоретическая синусоидальная компонента (жирная сплошная линия) с частотой 0.0009 (или с циклом в 1111 лет) и «трендовая» SSA компонента (жирная пунктирная линия), объясняющая 50 % вариации ^{10}Be .

Если рассмотреть результат произведения двух циклических составляющих: «синуса» и «косинуса», с частотами, соответствующими 35 и 62 годам, то явно проявляется модуляция (серая пунктирная линия), длительность которой приблизительно 1000 лет

(Рис. 5.8). Эта модуляция соответствует выявленной SSA «трендовой» компоненте, с частотой 0.00088.

Более того, такую 1000-летнюю цикличность, которая известна при анализе косвенных данных по солнечной радиации в позднем голоцене (Bond et al., 2001), можно интерпретировать как нелинейное взаимодействие двух близких частот, например, в 62 и 71 год, т.е.

$$\sin(2\pi t \cdot 0.0159) + \sin(2\pi t \cdot 0.0141) = 2 \sin(2\pi t \cdot 0.015) \cos(2\pi t \cdot 0.0009)$$

Таким образом, можно считать, что выявленный нелинейный «тренд» является циклической составляющей с периодом более, чем 1000 лет.

Отметим, что при таком подходе к интерпретации различных циклических составляющих в природных процессах на базе нескольких основных частот может быть объяснено большое разнообразие циклов, которое проявляется при спектральном анализе различных источников информации.

Было установлено, что два цикла солнечной иррадиации (88-летний цикл Глейсберга и 23-летний цикл Хейла) могут порождать две новых цикличности в 36 и 62 года в результате нелинейного взаимодействия (2) друг с другом. Существование этих циклов было подтверждено на примере спектрального анализа, проведенного для 1200-летней хронологии по изотопу ¹⁰Be. Причем, два порожденных цикла объясняют 22 % изменчивости ¹⁰Be. Кроме этого, выявлены 71-, 126- и 1000-летняя сингулярные компоненты, для которых приведена возможная интерпретация их существования. В совокупности, все 5 частот объясняют более 90% изменчивости ¹⁰Be за последнее тысячелетие.

Вернемся к анализу скользящего коэффициента конкордации Кендалла. Далее, все результаты будут приведены для скользящего коэффициента конкордации с окном в 21 год, так как это окно отражает все частотные особенности этого коэффициента, рассчитанного для других более длительных окон скользящего (Табл. 5.3).

К сожалению, прямое применение непараметрического SSA подхода к скользящему коэффициенту конкордации для получения циклических составляющих, который был успешно применен к данным по ¹⁰Be, привело к другому набору циклических составляющих с отличными от ¹⁰Be частотами.

Таблица 5.3.
Коэффициенты корреляции, полученные между циклическими SSA компонентами для ¹⁰Be и CWT компонентами для скользящего коэффициента конкордации с окном W в 21 год (в таблице серым цветом выделены значения коэффициента корреляции, которые являются значимыми с p<0.05)

Циклические SSA компоненты по ¹⁰ Be со следующими периодами (в годах)							
		35	62	126	71_126	34_62_126	62_126 62_71_126
Циклические CWT компоненты для скользящего коэффициента конкордации Кендалла (W=21 год)	36	-0.04	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00
	62	-0.04	-0.43	0.02	-0.11	-0.20	-0.27
	126	0.01	0.02	-0.38	-0.47	-0.24	-0.39
	71_126	0.00	-0.07	-0.23	-0.35	-0.19	-0.33
	36_62_126s	-0.03	-0.16	-0.32	-0.45	-0.30	-0.45
	62_126	-0.01	-0.17	-0.34	-0.48	-0.31	-0.48
		0.00	-0.16	-0.22	-0.36	-0.22	-0.37
Циклические SSA компоненты по ¹⁰ Be со следующими периодами (в годах)							
		35	62	126	71_126	34_62_126	62_126 62_71_126
Циклические CWT компоненты для скользящего коэффициента конкордации Кендалла (W=21 год)	36	-0.04	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00
	62	-0.04	-0.43	0.02	-0.11	-0.20	-0.27
	126	0.01	0.02	-0.38	-0.47	-0.24	-0.39
	71_126	0.00	-0.07	-0.23	-0.35	-0.19	-0.33
	36_62_126s	-0.03	-0.16	-0.32	-0.45	-0.30	-0.45
	62_126	-0.01	-0.17	-0.34	-0.48	-0.31	-0.48
		0.00	-0.16	-0.22	-0.36	-0.22	-0.37

Связано это, как уже отмечалось, с высоким уровнем коррелированного шума в исходных древесно-кольцевых хронологиях, который может оказывать существенное воздействие на спектральные характеристики изучаемых временных рядов (Lees, Park, 1995). К сожалению, влиянию этого шума подвержен и скользящий коэффициент конкордации. Поэтому для получения циклических составляющих была применена фильтрация на основе непрерывного Вейлет преобразования (CWT – преобразование), которая позволяет получить циклические составляющие с любой частотой.

В результате по конкордации было получено ряд циклических компонент со следующими периодами: 36, 62, 71 и 126 лет. Также, в результате непосредственного суммирования этих частот были получены 3 мульти-циклических компоненты, а именно: с циклическостью в 71 и 126 лет; 36, 62 и 126 лет; 62, 71 и 126 лет, соответственно.

Аналогичные мульти-циклические компоненты были получены для данных по ^{10}Be .

Прямое сопоставление данных по согласованности в приросте и ^{10}Be указывает на существование обратной значимой ($p < 0.05$) коррелированности между данными множествами циклических компонент (Табл. 5.3).

Причем, наибольшей обратной «похожестью» ($R=0.48$) обладают комплексная компонента по ^{10}Be с циклами в 62, 71 и 126 лет и компонента по согласованности с периодом в 62 и 126 лет (Рис. 5.9).

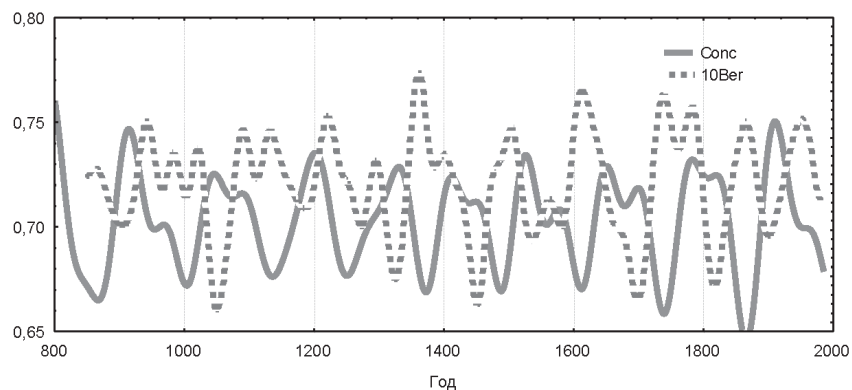


Рис. 5.9 Мульти-циклические компоненты, полученные для скользящего коэффициента конкордации с окном $W=21$ год и данными по ^{10}Be

Чем может быть вызвана такая отрицательная связь между анализируемыми показателями. Известно, что солнечная активность (например, динамика ^{10}Be) взаимосвязана с климатическим откликом Земли, в частности, с температурой Северного полушария (Beer, 2001; McCracken et al., 2005). Особенно явно эта взаимосвязь проявляется в периоды похолодания, которые соответствуют периодам низкой солнечной активности (например, Маудеровский, Далтон-минимум XIX века) (Beer, 2001). Таких периодов разной длительности за последние 1000 лет известно несколько. К уже перечисленным можно добавить минимумы Оорта, Вольфа, Шпорера и Глейсберга (McCracken et al., 2005). Отметим, что именно в эти периоды общего похолодания в Северном полушарии отмечаются наиболее значимые противофазы в динамике анализируемых показателей (Рис. 5.9).

С другой стороны, известно, что анализируемые сверхдлительные древесно-кольцевые хронологии являются температурочувствительными (Ваганов и др., 1996; Ваганов, Шашкин, 2000; Шишов, 2000; Шишов и др., 2002; Briffa et al., 1998a; 1998b; Grudd et al., 2002). При этом, более низкие температуры (ухудшение условий роста) приводят к более низким значениям прироста древесных растений.

Следовательно, можно сделать заключение об отрицательной взаимосвязи между согласованностью в приросте древесных растений на рассматриваемой территории и температурой, т.е. ухудшение условий роста (общее понижение температур на территории Евразии) приводит к увеличению согласованности в приросте древесных растений на рассматриваемой обширной территории.

П.6. Сингулярный спектральный анализ (ССА). Модификация метода «Гусеница». Применение ССА в дендроклиматических исследованиях

В этом параграфе будет рассмотрен сингулярный спектральный анализ (Singular Spectrum Analysis), который, в отличие от других методов спектрального анализа, описанных в этой и предыдущих главах, является непараметрическим, т.е. при анализе любого временного ряда не требуются предположения о явной параметрической модели тренда и стационарности остатков (Данилов, Жиглявский, 1997; Elsner, Tsonis, 1996; Golyandina et al., 2001; Ghil et al., 2002).

Будем придерживаться алгоритма сингулярного спектрального анализа, предложенного Голяндиной Н. и др. (2001). Эта модификация сингулярного спектрального анализа получила названия метода «Гусеница» (см. www.gistatgroup.com/gus/).

Рассмотрим кратко алгоритм метода «Гусеница» (более подробно см. Golyandina et al., 2001).

Рассмотрим временной ряд $F = (f_0, \dots, f_{N-1})$, где N – его длина, причем $N > 2$.

Существует два основных этапа анализа.

Первый этап – это этап разложения ВР. На этом этапе исходный ВР переводится в последовательность многомерных векторов.

Пусть L – длина окна, причем $1 < L < N$. Образует $K = N - L + 1$ векторов вложения, имеющих следующий вид:

$$X_i = (f_{i-1}, \dots, f_{i+L-2})^T, \quad 1 \leq i \leq K,$$

с длиной окна L .

Рассмотрим матрицу следующего вида, которую назовем L -траекторной матрицей:

$$X = (x_{ij})_{i,j=1}^{L,K} = \begin{pmatrix} f_0 & f_1 & f_2 & \dots & f_{K-1} \\ f_1 & f_2 & f_3 & \dots & f_K \\ f_2 & f_3 & f_4 & \dots & f_{K+1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ f_{L-1} & f_L & f_{L+1} & \dots & f_{N-1} \end{pmatrix}$$

На следующем шаге происходит сингулярное разложение данной матрицы. Пусть $S = XX^T$, $\lambda_1, \dots, \lambda_L$ – собственные числа матрицы S , причем $\lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_L \geq 0$, и $U_1, \dots, U_L$ – ортонормированная система собственных векторов матрицы S , соответствующие собственным числам. Если $V_i = X^T U_i / \sqrt{\lambda_i}$, ($i = 1, \dots, d \leq L$), тогда сингулярное разложение матрицы X может быть представлено как:

$$X = X_1 + \dots + X_d,$$

где $X_i = \sqrt{\lambda_i} U_i V_i^T$. Все матрицы X_i имеют ранг 1 и называются элементарными матрицами. Набор $(\sqrt{\lambda_i}, U_i, V_i)$ называется i -ой собственной тройкой сингулярного разложения.

Второй этап – это восстановление исходного ВР. Сгруппируем элементарные матрицы X_i по какому-нибудь правилу, образовав при этом m групп $I_1, \dots, I_m$.

Пусть $I = \{i_1, \dots, i_p\}$. Тогда матрицу X_I для группы I назовем результирующей, если она вычисляется при помощи следующего соотношения:

$$X_I = X_{i_1} + \dots + X_{i_p}.$$

Если вычислить такие матрицы для всех $I_1, \dots, I_m$, тогда

$$X = X_{I_1} + \dots + X_{I_m}.$$

Процедура выделения групп $I_1, \dots, I_m$ называется группировкой собственных троек.

На последнем шаге каждая матрица, полученная на базе сгруппированного разложения, переводится в новый ряд длины N .

Пусть $Y = L \times K$ матрица с элементами y_{ij} , $1 \leq i \leq L$, $1 \leq j \leq K$. Положим $L^* = \min(L, K)$, $K^* = \max(L, K)$ и $T = L + K - 1$. Пусть $y_{ij}^* = y_{ij}$, если $L < K$ и $y_{ij}^* = y_{ji}$ иначе.

Диагональное усреднение переводит матрицу Y в ряд $g_0, \dots, g_{N-1}$ по формуле:

$$g_k = \begin{cases} \frac{1}{k+1} \sum_{m=1}^{k+1} y_{m,k-m+2}^* & \text{для } 0 \leq k < L^* - 1, \\ \frac{1}{L^*} \sum_{m=1}^{L^*} y_{m,k-m+2}^* & \text{для } L^* - 1 \leq k < K^*, \\ \frac{1}{N-1} \sum_{m=k-K^*+2}^{N-K^*+1} y_{m,k-m+2}^* & \text{для } K^* \leq k < N. \end{cases}$$

Последнее выражение соответствует усреднению элементов матрицы вдоль диагоналей $i + j = k + 2$, причем $g_0 = y_{11}$ при $k=0$, $g_1 = (y_{12} + y_{21})/2$ при $k=1$ и т.д. Если матрица Y является траекторной матрицей некоторого ряда $(h_0, \dots, h_{N-1})$, то $g_i = y_i$ для всех i .

Применив диагональное усреднение к результирующим матрицам X_{I_k} , получаем $\tilde{F}^{(k)} = (\tilde{f}_0^{(k)}, \dots, \tilde{f}_{N-1}^{(k)})$. Тогда исходный ряд $F = (f_0, \dots, f_{N-1})$ раскладывается в сумму m рядов вида:

$$f_n = \sum_{k=1}^m \tilde{f}_n^{(k)}.$$

Одной из самых неформализованных процедур в данном алгоритме является процедура группировки собственных троек (Elsner, Tsonis, 1996; Golyandina et al., 2001). Этот шаг сингулярного разложения является чрезвычайно важным. Дело все в том, что именно на этом этапе происходит разделение компонент ВР, а именно, выделяются трендовые, циклические и шумовые составляющие исходного ряда. Разные группировки сингулярных компонент могут приводить к абсолютно разным результатам (Liu Yu et al., 2004a; 2004b).

В данном случае, для формализации процедуры группировки предлагается использовать методы хорошо разработанного кластерного анализа (Hartigan, 1975; Hartigan, Wong, 1978), используя методы деревьев кластеризации и К-средних. Первый метод позволяет определиться с количеством классов и примерной структурой каждого класса (кластера) сингулярных компонент, второй подход позволяет выявить точную структуру классов этих компонент. При этом, на первом этапе считается, что каждый из клас-

сов состоит только из одного сингулярного элемента. После восстановления мы получаем восстановленные компоненты ВР, которые затем классифицируем на базе кластерного анализа, определяя наиболее близкие из них. Это близость в соответствующем N -мерном пространстве означает близость соответствующих собственных троек. Следовательно, возвращаемся к этапу группировки с учетом выявленных классов (групп) собственных троек и повторяем процедуру восстановления (или реконструкции).

Последнее поясним на примере анализа реконструированного временного ряда осадков, полученного для Внутренней Монголии, Китай (Рис. 6.1) (Liu Yu et al., 2004a).

Для проведения ССА на первом этапе необходим «правильный» выбор длины «гусеницы» L , которую рекомендуется брать близкой к середине длины исходного ряда и кратной основным циклическим, присутствующим в исследуемом временном ряду. Таких циклов в реконструкции осадков несколько, максимумы спектральных плотностей приходятся на 10 лет, 20-24 года и 40-50 лет. При этом критерием выбора L является также правило, по которому незначительное изменение длины не влияет на сингулярное разложение исходного временного ряда. Руководствуясь этими эмпирическими соображениями, длина гусеницы была выбрана равной 132 годам.

Далее, были получены 132 собственных тройки, для которых было рассмотрено при восстановлении 132 реконструированных



Рис. 6.1 Дендроклиматическая реконструкция май-июльских осадков с 1726 по 1992 гг.

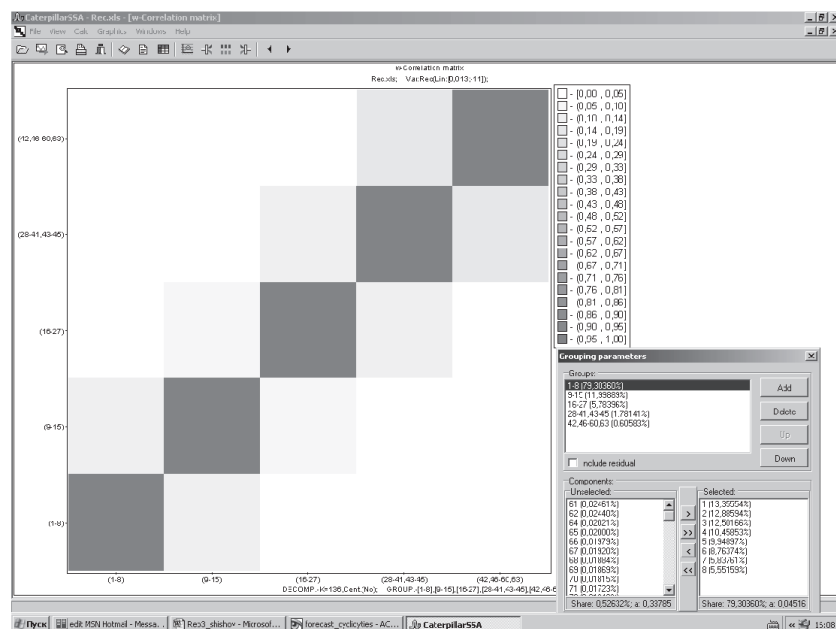


Рис.6.2. W-корреляционная матрица для 5 образованных групп сингулярного разложения исходной реконструкции осадков

(восстановленных) компонент исходного ряда. На базе кластерного анализа с использованием корреляционной матрицы, полученной для этих 132 компонент, проводилась группировка компонент сингулярного разложения. Для этого был использован метод Варда с мерой $1-R$, где R – коэффициент корреляции Пирсона. В результате этой процедуры, значимая часть исходной совокупности сингулярных векторов была разбита на 5 групп (Рис. 6.2). Отметим, что для расчетов была использована программа Caterpillar SSA V.3.30, разработанная GistaT Group.

Первая и вторая группа представляет собой низкочастотные составляющие исходного временного ряда, которые в совокупности описывают 91,3 % дисперсии реконструкции осадков (Рис. 6.3). На первую группу (S1), представляющую аддитивную комбинацию 20, 43 и 53-летних циклов, приходится 79,3 % от общей изменчивости. На вторую группу (S2) (19, 30 и 68-летние циклы) – 12 %

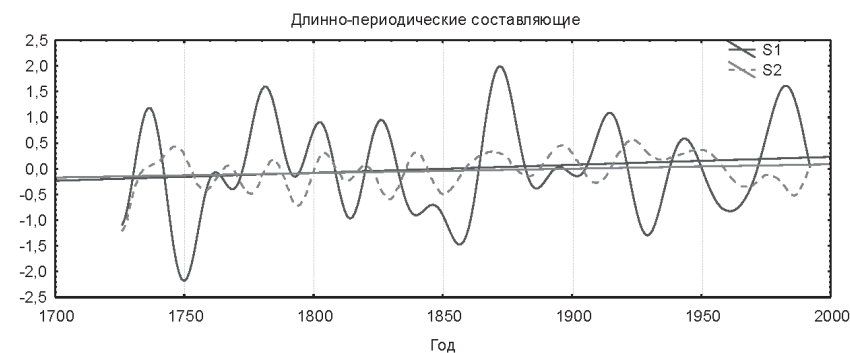


Рис. 6.3. Низкочастотные составляющие первой (S1) и второй группы (S2) для полученной реконструкции осадков

изменчивости. Отметим, что низкочастотные составляющие ведут себя достаточно стабильно на всем временном периоде реконструкции с незначительным увеличением среднего уровня количества осадков. Это увеличение согласуется с ранее полученными данными реконструкции снежного покрова и осадков для территории Японии и Аляски.

Третья полученная группа (T1) сингулярного разложения представляет собой высокочастотные составляющие с основным циклом в 11-13 лет (Рис. 6.4). На эту компоненту приходится 5,8 % от общей дисперсии исходного временного ряда. Амплитуда полу-



Рис. 6.4. Высокочастотная составляющая исходной реконструкции количества май-июльских осадков

ченной компоненты является нестабильной с 1850 года. Эта нестабильность выражается в нелинейном росте самой амплитуды. Такой процесс может быть определен как детерминированный нелинейный тренд. Выявленная декадная нестабильность в период с 1850 по настоящее время хорошо согласуется с декадной нестабильностью ранее полученных реконструкций зимних и весенних осадков, особенно в последние 150 лет.

Анализ четвертой группы показал наличие нестабильной цикличности в 7,5 года, которая в терминах полученной реконструкции может быть интерпретирована как стохастический тренд N1. На эту компоненту приходится приблизительно 1,8 % общей дисперсии. Этот тренд особенно ярко начинает проявляться в последние 50 лет XX столетия. Детерминированный характер этого тренда, скорее всего, объясняется антропогенным воздействием.

И последняя выделенная группа является, по определению, белым шумом. Эта нормально-распределенная компонента характеризуется высокочастотными 2-летними колебаниями, постоянными дисперсией и средней. Доля выделенного белого шума от общей дисперсии составляет, примерно, 0,6 %

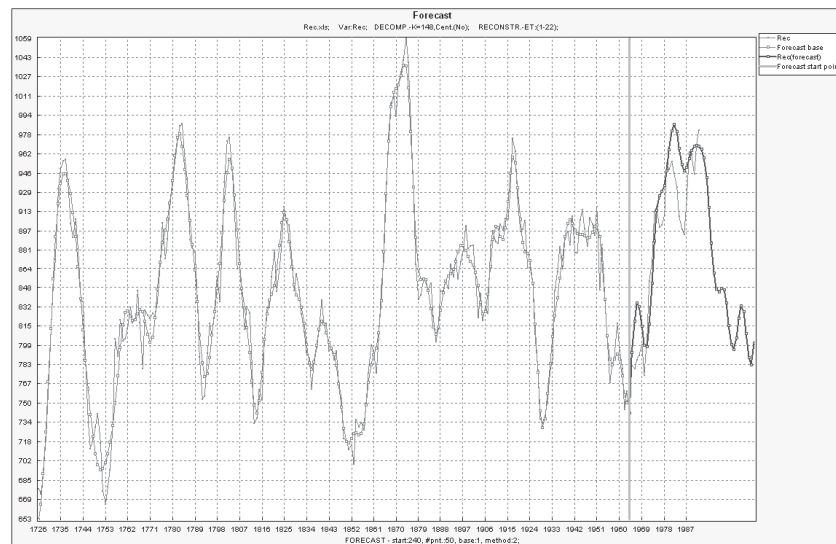


Рис.6.5 Прогностические значения май-июльских осадков до 2015 года

Таким образом, исходный ряд был преобразован в аддитивную последовательность трех основных составляющих: сигнал ($S1+S2$), тренд ($T1+N1$), шум ($N2$) (Liu Yu et al., 20046).

На основании вышесказанного, можно сделать предположение о том, что для получения высококачественного краткосрочного прогноза достаточно использовать первые четыре компоненты, на долю которых приходится 98,9 % от общей дисперсии исходной дендроклиматической реконструкции количества май-июльских осадков (Рис. 6.5).

Верификация полученной модели прогноза двумя независимыми методами (векторным и рекуррентным) показала очень хорошую согласованность в динамике инструментальной и моделируемой реконструкции осадков с 1873 по 1980 гг. Это позволяет сделать предположение об адекватности полученной модели прогноза.

Проанализируем прогноз осадков на ближайшие 20 лет. Заметим, что прогнозы, полученные двумя независимыми методами, практически совпадают.

С 1992 по 2002 год на данной территории намечается тренд на уменьшение суммарного количества осадков в весенний и ранне-летний период. Далее следует период стабилизации увлажненности исследуемого региона (Liu Yu et al., 20046).

Итак, нами рассмотрен прогноз с сохранением современных тенденций в режиме увлажненности исследуемой территории.

Использование сингулярного спектрального анализа с модификацией процедуры группировки сингулярных компонент позволяет: во-первых, продлевать существующие сверхдлительные древесно-кольцевые хронологии в низкочастотной области (порядка 30 % объясненной вариации на несколько столетий назад); во-вторых, верифицировать временные периоды в прошлом, для которых, в силу объективных причин (например, небольшого количества древесных образцов), получаются не очень хорошие статистические оценки при построении длительных хронологий; в-третьих, продлевать существующие климатические реконструкции.

П.7. Применение сингулярного спектрального анализа и непараметрических статистик для выявления общего климатического сигнала в длительных древесно-кольцевых хронологиях

Современные эксперименты с общей циркуляционной моделью (General Circulation Model – GCM), целью которой является построение будущих глобальных климатических сценариев как следствия увеличения атмосферных парниковых газов, ясно указывают на то, что наибольшее потепление будет проявляться в высоких широтах Северного полушария. Комплексные модельные климатические карты показывают, что в конце XX века максимальное потепление выявляется в арктических широтах (IPCC, 2007). За последние 150 лет регионально-осредненные инструментальные температурные наблюдения показывают, что потепление в наземных арктических регионах в 2 раза превышает глобальную температурную амплитуду и особенно ярко проявляется в зимний период (Trenberth et al., 2007).

На рисунке 7.1 показаны карта распределения значений современных температурных трендов, рассчитанных для периода с 1950 по 1994 гг. на основе экстраполяционной сетки температур с географическим разрешением $5^\circ \times 5^\circ$ (CRUTEM3 data set) (см. Табл. 7.1). Значения температур рассчитывались для стандартного летнего сезона (Июнь-Август) и зимы (Декабрь-Февраль) вдоль севера Евразии. Эти карты показывают значимые положительные тренды зимних температур в центральной части Сибири и летних температур в Центральной и Восточных небольших частях этого же региона. Чтобы показать сложность изменения «летних» температур далее будут построены карты распределения трендов сезонных характеристик температур,

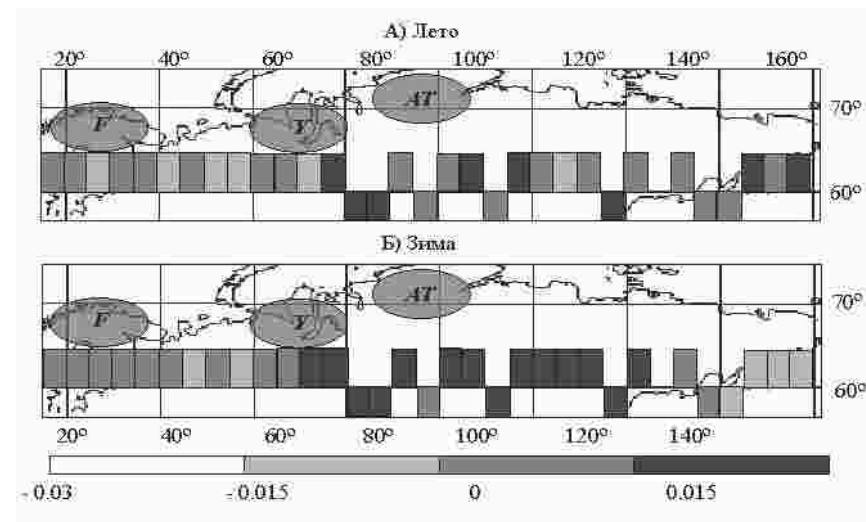


Рис.7.1 Температурные тренды, рассчитанные при помощи стандартизированных инструментальных данных аномалий по экстраполяционной сетке температур с географическим разрешением $5^\circ \times 5^\circ$ (CRUTEM3 data set). Только положительные тренды (черный цвет) являются значимыми ($p < 0.05$). Эллипсами показаны районы, для которых получены длительные древесно-кольцевые хронологии: F – Скандинавия, Y – Ямал и AT – Авам-Таймыр.

основанных на суточных наблюдениях по 34 климатическим станциям, которые равномерно покрывают анализируемую территорию (см. Табл. 7.1).

Различные показатели вегетационного сезона роста были получены при помощи базы суточных климатических данных. Они включают в себя: начальный и конечный день¹ вегетационного сезона; накопленную сумму температур выше 5°C за сезон роста; день, когда температура достигала годового глобального максимума; количество дней, когда происходили заморозки (ниже 2°C) в вегетационный сезон. Для определения начала и конца сезона роста (вегетационного сезона) исходные суточные температуры предварительно сглаживались 13-дневной скользящей средней. Этот фильтр позволил избавиться от случайных двухнедельных флуктуаций температуры (Briffa et al., 2008).

¹ Предварительно все даты (дни) года были перенумерованы от 1 до 365 (или 366)

Таблица 7.1.

Описание суточных метеорологических данных, которые были использованы для построения рисунков 7.2, 7.6, 7.7 этого раздела.

Данные были добыты с сайта Гидрометеоцентра РФ (http://meteo.ru/data_temperat_precipitation/), за исключением метеостанций Яванскула и Соданскула (<http://www.fmi.fi>) и Абиско (<http://www.smhi.se>). Последние колонки этой таблицы показывают местоположение экстраполяционных сеточных средне-месячных температур CRUTEM3 data set (Brohan et al., 2006), которые были использованы для построения рисунков 7.1, 7.6 и 7.7. Эти данные добыты из Центра климатических исследований (Climatic Research Unit <http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/temperature/>).

	Название станции	Широта °N	Долгота °E	Год начала наблюдений	Год конца наблюдений	Центр экстраполяционного квадрата	
						°N	°E
1	Абиско	68.35	18.77	1913	2001	57.5	2.5
2	Яванскула	62.40	25.68	1883	1998	62.5	7.5
3	Соданкула	67.37	26.65	1908	1999	62.5	12.5
4	Мурманск	69.00	33.01	1936	1992	62.5	17.5
5	Петрозаводск	61.06	34.04	1936	1995	62.5	22.5
6	Кем-Порт	65.00	34.08	1917	1993	62.5	27.5
7	Онега	63.09	38.01	1936	1993	62.5	32.5
8	Котлас	61.02	46.06	1936	1993	62.5	37.5
9	Койнас	64.08	47.07	1913	1992	62.5	42.5
10	Сыктывкар	61.67	50.85	1889	1993	62.5	47.5

	Название станции	Широта °N	Долгота °E	Год начала наблюдений	Год конца наблюдений	Центр экстраполяционного квадрата	
						°N	°E
11	Троицкий Прииск	62.70	56.20	1914	1993	62.5	52.5
12	Хоседа-Хард	67.08	59.38	1936	1993	62.5	57.5
13	Ньяксимволь	62.43	60.87	1936	1994	62.5	62.5
14	Березово	63.93	65.05	1936	1994	62.5	67.5
15	Ханты-Мансийск	60.97	69.07	1897	1994	62.5	72.5
16	Сургут	61.25	73.50	1934	1983	62.5	77.5
17	Мыс Каменный	68.47	73.60	1951	1993	57.5	82.5
18	Александровск	60.43	77.87	1936	1994	57.5	87.5
19	Байкыт	61.67	96.37	1936	1994	62.5	92.5
20	Тура	64.17	100.07	1929	1994	57.5	97.5
21	Хатанга	71.98	102.47	1933	1998	62.5	102.5
22	Ербогачен	61.27	108.02	1939	1994	62.5	107.5
23	Оленек	68.50	112.43	1936	1994	57.5	112.5
24	Сантарь	62.15	117.65	1937	1994	62.5	117.5
25	Вилуйск	63.77	121.62	1899	1994	62.5	122.5
26	Жиганск	66.77	123.40	1937	1994	62.5	127.5
27	Якутск	62.08	129.75	1895	1994	62.5	132.5
28	Верхоянск	67.55	133.38	1900	1994	57.5	137.5

	Название станции	Широта °N	Долгота °E	Год начала наблюдений	Год конца наблюдений	Центр экстраполяционного квадрата	
						°N	°E
39	Оймякон	63.27	143.15	1943	1991	62.5	142.5
30	Чокурдах	70.62	147.88	1944	1999	62.5	152.5
31	Сеймчан	62.92	152.42	1937	1994	57.5	157.5
32	Корф	60.35	166.00	1930	1994	57.5	162.5
33	Марково	64.68	170.42	1895	1993	62.5	167.5
34	Анадырь	64.78	177.57	1916	1994	62.5	172.5

Пороговым температурным значением считалось 5°C. День, когда температура превосходила этот порог, считался днем старта вегетационного сезона. И наоборот, снижение температуры ниже 5°C определяло конец сезона роста. Накопленная сумма температур и количество дней с заморозками рассчитывались на базе первичных температурных измерений. Отметим, что вариация для каждого полученного временного ряда была стандартизирована посредством процедуры центрирования к средней и нормирования к среднеквадратическому отклонению. Окончательно, параметры линейного тренда были вычислены методом наименьших квадратов для каждого стандартизированного временного ряда, покрывающего период времени с 1950 по 1994 гг.

Для экстраполяции результатов на географическое пространство был использован метод весованных обратных расстояний (Шишов и др., 2002; Высоцкая и др., 2002).

Значимые тренды ($p < 0.05$) показаны на картах синим (отрицательные значения) и красным (положительные значения) цветом.

Очевидно, что пространственные распределения трендов сезонных температурных характеристик являются комплексными. Так, тренды начала сезона роста значимы для Скандинавии и Восточной Сибири (Рис. 7.2А). Для конца сезона роста значимых трендов не наблюдается за анализируемый 45-летний период

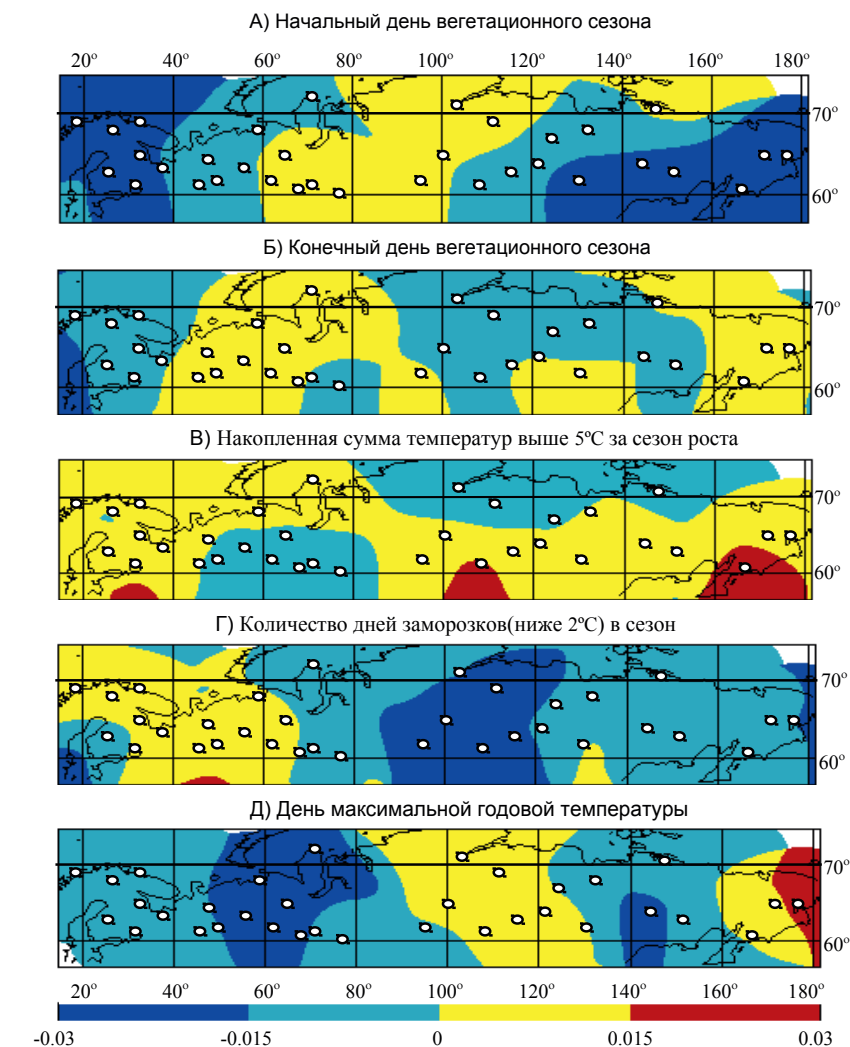


Рис. 7.2 Пространственное распределение трендов сезонных температурных характеристик: А) Начальный день вегетационного сезона; Б) Начальный день вегетационного сезона; В) Сумма температур выше 5°C за сезон роста; Г) Количество дней заморозков (ниже 2°C) в сезон роста; Д) День максимальной годовой температуры. Расположение метеостанций указано белыми кружками

времени для всей территории севера Евразии (Рис. 7.2Б). За исключением 3 станций востока Таймыра и 7 станций юга анализируемой территории между 50° и 80° в.д., отмечается однородное увеличение значений накопленной температуры за сезон роста (Рис. 7.2В), которые, тем не менее, не являются статистически значимыми. Только две станции Ербогачен и Корф фиксируют значимое летнее потепление, которое совпадает с данными, полученными по экстраполяционным среднемесячным температурным данным (Рис. 7.1А). Практически на всей центральной и восточной части Сибири за анализируемые 45 лет отмечается уменьшение количества дней, когда происходили заморозки (Рис. 7.2Г). Особенно ярко это отмечается для центральной части Сибири между 90° и 125° в.д., где тренды для рассматриваемой характеристики становятся значимыми. В тоже время, статистически незначимое уменьшение дней заморозков в западной части севера Евразии (Рис. 7.2Г) может быть объяснено более ранним стартом сезона роста (Рис. 7.2А). Для большей части европейской территории, Западной (между 10° и 90° в.д.), Восточной Сибири и Дальнего Востока (между 130° и 160° в.д.) отмечается смещение пика максимальной годовой температуры на более ранние даты. Особенно отчетливо это видно для Западной Сибири (между 30° и 70° в.д.), где значения трендов становятся статистически значимыми. Можно также отметить, что обратная тенденция в анализируемой сезонной характеристике наблюдается для северной части Дальнего Востока, где пик годовой температуры наступает значительно позже (Рис. 7.2Д). При этом, для данного региона эта положительная тенденция хорошо согласуется с тенденцией, полученной по накопленным температурам.

В целом, температурные сезонные тренды распределены пространственно очень неоднородно, и скорости, а также магнитуды сезонных изменений сильно зависят от региональных особенностей, по крайней мере, для анализируемого временного интервала с 1950 по 1994 гг., который не охватывает последние 15 лет инструментальных климатических наблюдений.

Для дальнейших исследований современные климатические изменения были сопоставлены со сверхдлительными древесно-кольцевыми хронологиями, полученными на базе голоценовых и живых дендрохронологических образцов (Табл. 7.2)

Таблица 7.2.
Название дендрохронологических участков, их широта (с.ш.) и долгота (в.д.), временной интервал (начало и конец), покрываемых построенными древесно-кольцевыми хронологиями², количество образцов, использованных для получения хронологий, значения межсерийного коэффициента корреляции RBar для высокочастотных и низкочастотных составляющих вид хвойных растений, использованный для построения хронологий, согласно международной классификации (PISY – Pinus sylvestris, LASI – Larix sibirica, LAGM – Larix gmelinii), а также литературные источники, где были опубликованы данные хронологии.

Название дендрохронологического участка	СПШ	ВД	Начало	Конец	Количество образцов	RBar		Вид	Литературный источник
						Высокочастотный	Низкочастотный		
Torneträsk	68°14	19°40	-38	1997	587	0.37	0.25	PISY	(Grudd et al., 2002)
Finnish-Lapland	69°50	28°00	-289	1999	430	0.38	0.27	PISY	(Helama et al., 2002)
FENNOSCANDIA			-289	1999	1017	0.33	0.22	PISY	
Yamal	65°00	69°00	-200	1996	611	0.54	0.24	LASI	(Hantemirov & Shiyatov, 2002)
YAMAL			-200	1996	611	0.54	0.24	LASI	
Bol'shoi Avam	70°30	93°01	851	2003	178	0.50	0.24	LAGM	(Сидорова и др., 2007)
Taimyr	72°00	101°00	-207	2000	152	0.52	0.23	LAGM	(Naurzbaev et al., 2000)
AVAM-TAIMYR			-207	2003	330	0.46	0.21	LAGM	
N.W. EURASIA			-289	2003	1599	0.18	0.15		

² Знак «минус» означает время до нашей эры

Всего в анализе были использованы 3 региональные древесно-кольцевые хронологии и одна межрегиональная хронология. Причем общим методом стандартизации исходных дендрохронологических данных был метод стандартизации региональной возрастной кривой Regional curve standardization (RSC) (Melvin, 2004).

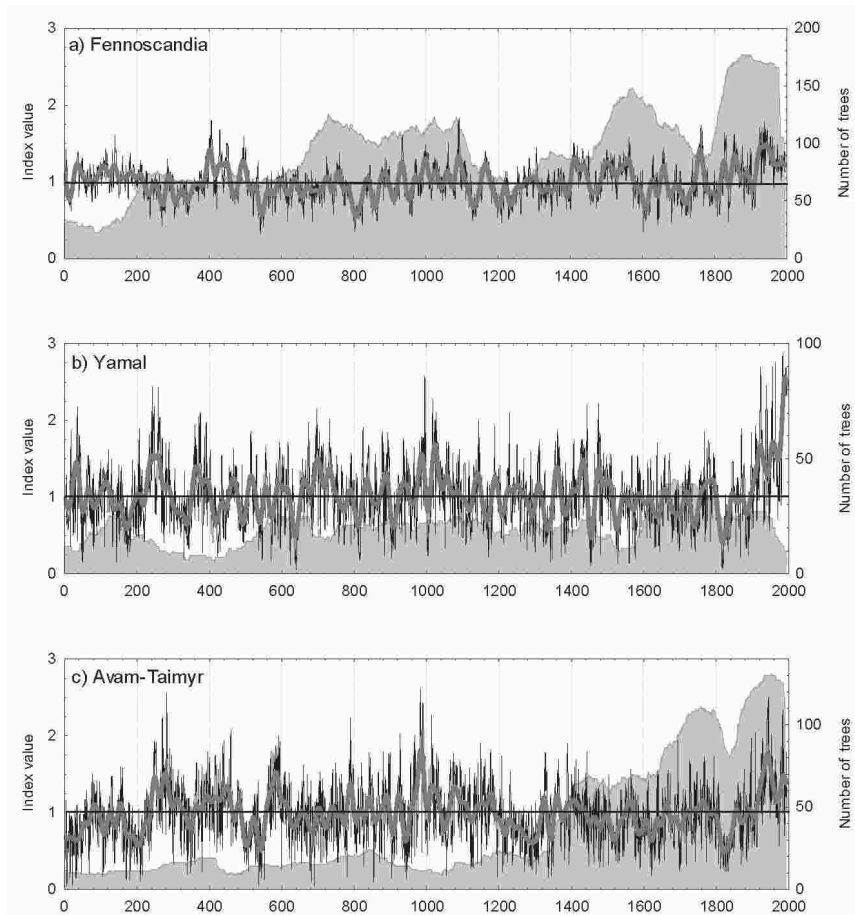


Рис. 7.3 Древесно-кольцевые RCS-хронологии (черные тонкие кривые) и их сглаженные аналоги (жирная серая кривая), полученные на базе сингулярного спектрального разложения для 3-х регионов: а) Скандинавии; б) Ямала и в) Таймыра. Заштрихованная серая площадь показывает динамику количества древесных образцов, использованных в анализе.

На рисунке 7.3 приведены полученные древесно-кольцевые RCS-хронологии, а также количество дендрохронологических образцов, по которым велось осреднение. Шведские (Torneträsk) и финские (Finnish-Lapland) дендрохронологические данные (Grudd et al., 2002; Helama et al., 2002) были использованы для получения региональной скандинавской хронологии (FENNOSCANDIA). Данные по лиственнице Сибирской (*Larix sibirica*), ранее полученные Хантемировым и Шиятовым (2002), использованы для построения Ямальской древесно-кольцевой хронологии (YAMAL). Для построения региональной таймырской хронологии (AVAM-TAIMYR) были использованы данные по лиственнице Гмелина (*Larix gmelinii*), собранные на р. Большой Авам и Восточной части Таймыра (Naurzbaev et al., 2002; Сидорова и др., 2007).

Для каждого из трех региональных наборов дендрохронологических данных была получена статистическая модель ожидаемой ширины годичного кольца как функции от возраста дерева и вида древесного растения. Такая возрастная кривая была получена эмпирически на основе осреднения всех имеющихся датированных измерений древесных образцов для данного вида и региона. При этом предполагалось, что первое измеренное кольцо в любом древесном образце является первым годом жизни дерева. Такой год считался общим для всех деревьев, т.е. не рассматривались временные (или хронологические) различия между истинными годами начала роста деревьев (Melvin, 2004). Далее, каждая измеренная ширина годичного кольца отдельного дерева делилась на соответствующее году жизни дерева значение возрастной кривой. Полученные таким образом, относительные значения индивидуального прироста (или индексы прироста) усреднялись друг с другом в соответствии с истинным календарным началом роста дерева. В результате получалась соответствующая региональная древесно-кольцевая хронология. Эта процедура получила название стандартизация региональной возрастной кривой (RCS), а сама хронология – RCS хронология. Отметим, что такой способ стандартизации сохраняет высокочастотную и низкочастотную изменчивость с минимальным эффектом искусственных или ложных изменений, связанных с временной синхронностью в росте молодых (относительно широкие годичные кольца древесных растений) и старых (узкие кольца) дендрохронологических образцов (Briffa et al., 1992; 2008).

Объединение дендрохронологических данных в региональную хронологию возможно только в том случае, если во всех временных рядах присутствует общий сигнал. В нашем случае, делается предположение, что таким сигналом является сигнал климатической природы, который отображается синхронной вариабельностью всех дендрохронологических индексов (Briffa et al., 2008). В таблице 7.2 средние межсерийные коэффициенты корреляции (R_{Bar}) (Cook, Kairiukstis, 1990), полученных отдельно для низкочастотных и высокочастотных составляющих региональных хронологий. Так, значения R_{Bar} , представляющие корреляции между высокочастотными составляющими дендрохронологических индексов (Briffa et al., 2008), изменяются в пределах от 0.33 для Скандинавии до 0.54 для Ямала. Для данных, полученных по лиственнице, соответствующие корреляции значительно выше, что означает присутствие в дендрохронологических данных общего климатического сигнала. Общий высокочастотный R_{Bar} , полученный для всего анализируемого массива дендрохронологических данных от Скандинавии до Таймыра, достаточно низок и составляет 0.18.

Синхронность общих низкочастотных составляющих как для отдельных региона, так в целом для всей территории от Скандинавии до Таймыра, выражена слабее и колеблется от 0.15 до 0.24.

Если же рассчитать средний коэффициент корреляции между отдельными нефигурованными индексными хронологиями, исключая любые сравнения внутри каждого региона, то эта корреляция становится статистически незначимой ($N_{\text{Bar}}=0.03$), что означает «отсутствие» общего синхронизирующего воздействия. Но общий N_{Bar} , полученный как для высокочастотных, так и низкочастотных составляющих индексных рядов указывает на присутствие общего синхронизирующего воздействия в различных временных шкалах.

Все региональные хронологии были также отфильтрованы при помощи сингулярного спектрального анализа (Singular spectrum analysis – SSA) (Elsner, Tsonis, 1996; Liu Yu et al., 20046) с длиной окна сингулярного разложения равным 100 годам.

Такое окно не позволяет отделить трендовые, высоко- и низкочастотные гармонические составляющие друг от друга, но позволяет значительно сократить количество сингулярных компонент, тем самым увеличить процент объясненной вариации в отфильт-

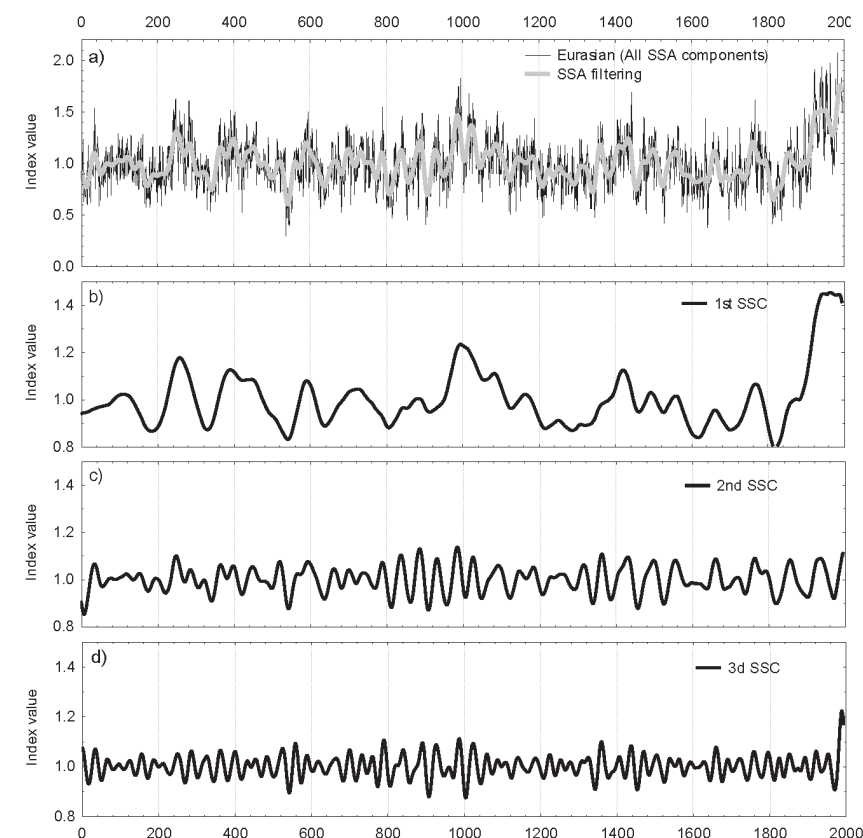


Рис. 7.4 Евразийская RCS древесно-кольцевая хронология (Eurasian), её SSA представление (SSA filtering) a) при помощи первых трех сингулярных компонент, показанных на b)-d), соответственно.

трованных данных при помощи нескольких первых сингулярных компонент. Так, первые 3 сингулярные компоненты объясняют 64 % исходной вариации Скандинавской древесно-кольцевой хронологии, 44 % – для Ямальской хронологии и 38 % – для Таймырской хронологии.

Евразийская RCS хронология была получена как простая средняя арифметическая, полученная осреднением Скандинавской, Ямальской и Таймырской древесно-кольцевых хронологий. Такое

осреднение позволило выравнить вклады в общую среднюю всех древесно-кольцевых хронологий, построенных по разным количествам индивидуальных индексных рядов.

Отметим, что первая сингулярная компонента евразийской хронологии объясняет 35 % исходной вариации, вторая – 17 % и третья – 13 %, соответственно (Рис. 7.4).

Очевидно, что все анализируемые хронологии отражают значимую изменчивость прироста в различных временных шкалах. Как было показано ранее в различной степени многими авторами (Grudd et al., 2002; Hantemirov, Shiyatov, 2002; Helama et al., 2002; Naurzbaev et al., 2002; Сидорова и др., 2007) существует увеличение относительной скорости роста древесных растений в течение XX века, которое объяснялось более высокими температурами в летний период в этом веке для всех анализируемых регионов и, в целом, как следствие, для всей северной части Евразии. Такие периоды согласованных потеплений наблюдались и ранее: в Скандинавии и на Ямале (начало XV и XIX веков); в Скандинавии и Таймыре (в IV веке, в начале XVIII века); а также для Ямала и Таймыра (в начале III, в конце IV и XVIII веков).

Однако, перед XX веком, существует только один период потепления, присущий всем анализируемым регионам – это несколько десятилетий в конце и начале первого тысячелетия нашей эры. Это событие отчетливо проявляется во всех анализируемых древесно-кольцевых хронологиях, за исключением очень короткого похолодания, случившегося на Ямале (Briffa, 2000). Такая средневековая глобальная согласованность в приросте, вызванная потеплением, эквивалентна современным изменениям в приросте на Таймыре и изменениям в приросте в начале XX века на Ямале. Тем не менее, при анализе Евразийской хронологии ясно выявляется, что средневековое увеличение скорости роста древесных растений является не настолько сильным по сравнению с увеличением такой скорости после 20-х годов прошлого века.

Для оценки природы глобальной древесно-кольцевой изменчивости на севере Евразии для последних двух тысячелетий было вычислено два скользящих параметра с окном в 101 год. Во-первых, был оценен скользящий тренд, как угол наклона для линии регрессии. Во-вторых, была вычислена соответствующая скользящая средняя арифметическая. Оба параметра были найдены для

Евразийской SSA хронологии. Значения параметров рассчитывались для центра окна скользящего. Например, значения для 1946 года соответствовали центру временного интервала с 1896 по 1996 гг. Полученные скользящие значения параметров были центрированы к соответствующей средней и нормированы к соответствующему среднеквадратическому отклонению.

Были построены распределения скользящих параметров, значения которых были разбиты на два временных интервала с 51 по 1849 гг. и с 1900 по 1946 гг. (Рис. 7.5).

Как видно из рисунка 7.5, современные тренды и скользящие средние прироста являются аномально высокими по сравнению с предыдущими значениями за последние два тысячелетия. Отметим, что аналогичные результаты получаются при аналогичном анализе каждой региональной хронологии по отдельности.

Проанализируем взаимосвязи между полученными древесно-кольцевыми хронологиями и региональными климатическими характеристиками. Отметим, обычный корреляционный анализ между годичным приростом деревьев и ежемесячными осадками показал, что не существует значимых корреляций между данными характери-

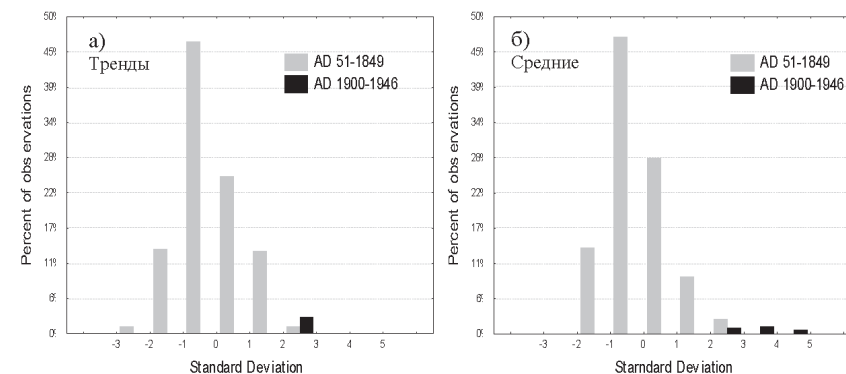


Рис. 7.5 Распределение стандартизированных скользящих трендов (а) и средних (б), полученных для Евразийской SSA древесно-кольцевой хронологии. Распределения скользящих значений параметров, соответствующих центрам окон скользящего, показаны для двух временных интервалов с 51 по 1849 гг (серый цвет) и с 1900 по 1946 гг (черный цвет). Отметим, что соответствующие распределения для нефiltroванных данных практически идентичны

стиками. Это хорошо согласуется с ранее полученными результатами для данных местообитаний (Briffa et al., 1992; Briffa et al., 1995; Briffa et al., 1998a; Grudd et al., 2002; Ваганов и др., 1996, 2000).

В северной Евразии до 70 % изменчивости прироста древесных растений может быть ассоциировано с изменениями летней температуры (Briffa et al., 2001; Briffa et al., 2002; Jacoby et al., 2000; Naurzbaev, Vaganov, 2000; Ваганов и др., 2000). Результаты корреляционного анализа между древесно-кольцевыми хронологиями и соответствующими среднемесячными температурами для общего временного интервала с 1950 по 1993 гг. приведены на рисунке 7.6.

Влияние температур вегетационного сезона на прирост деревьев очевидно для всех регионов, но максимумы корреляций приходятся на различные летние месяцы. Так, для Скандинавии оптимальная чувствительность древесных растений приходится на Июль-Августовские температуры.

Для Ямала характерно влияние на прирост более ранних июнь-июльских температур. Тогда, как для Таймыра только теплый июль влияет позитивно на рост древесных растений. Эти результаты полностью согласуются с ранними работами, приведенными выше.

Для более точного определения оптимальных температур, оказывающих воздействие на прирост древесных растений, можно воспользоваться средними температурами 5-дневок или пентадными температурами, рассчитанными по суточным климатическим данным с метеостанций Абиско, Хоседа-Хард и Хатанга (см. Табл. 7.1). Пентады определены здесь как средняя температура за пять последовательных дней. Каждые пять последовательных дней перенумерованы с первой пентады (первые пять дней января) до 73 пентады, включающей 5 последних дней декабря месяца.

Повторимся, что работа с пентадными данными позволяет более точно определить во времени статистически значимое влияние температур на прирост древесных растений. Для Скандинавии наиболее эффективными становятся температуры позднего июля, всего июля и раннего августа. Поздний теплый май, июль и ранний июль оказывают воздействие на ямальский прирост. Температуры второй половины июня и первой половины июля являются наиболее эффективными при росте древесных растений на Таймыре (Рис. 7.6).

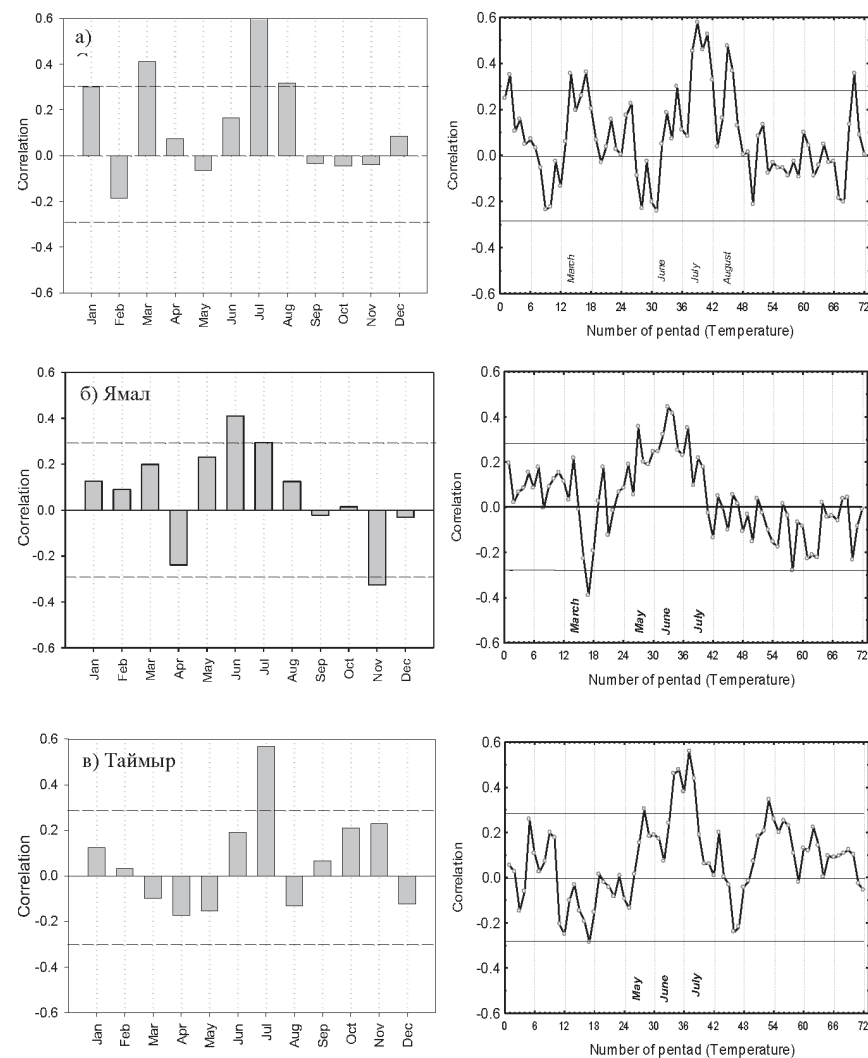


Рис. 7.6 Корреляционные диаграммы между региональными RCS хронологиями, локальными среднемесячными температурами (слева) и пентадными температурными данными (справа). Пунктирная линия отображает пороги значимости коэффициента корреляции на 95% уровне

Эти результаты также показывают, что ранневесеннее потепление в марте месяце благоприятно воздействует на прирост в Скандинавии (Рис. 7.7а) и пагубно влияет на прирост древесных растений на Ямале (Рис. 7.7б) и Таймыре (Рис. 7.7в).

Рисунок 7.7 позволяет сделать визуальное сравнение общей вариабельности между локальными температурами и региональными древесно-кольцевыми хронологиями.

Взаимосвязь погодичной и мультидекадной динамики между накопленными пентадными температурами (сумма температур с 38 по 42 пендату для Скандинавии, с 27 по 37 для Ямала и с 34 по 38 для Таймыра) и древесно-кольцевыми хронологиями высока значима для всех исследуемых регионов и для всего общего временного интервала. Как ожидалось, для каждого региона корреляция между исследуемыми временными рядами очень высокая и составляет 0.63 для Скандинавии и Таймыра и 0.55 для Ямала.

Аналогичные корреляции между региональными среднемесячными (июль-августовскими для Скандинавии, июнь-июльскими для Ямала и июльскими для Таймыра) температурами и RCS хронологиями составляют, соответственно, 0.44, 0.56 и 0.39. Эти корреляции (за исключением Ямала) ожидаемо ниже, чем корреляции, полученные для пентадных данных. Для Ямала характерно то, что «окно» отклика древесных растений на температуру совпадает по времени между пентадами и соответствующими месяцами. Это также выражается и в высокой корреляции (0.82) между пентадными и среднемесячными температурными рядами в сравнении с аналогичными корреляциями для Скандинавии (0.56) и Таймыра (0.32) (Рис. 7.7).

Стоит также отметить, что не наблюдается никакой современной дивергенции между инструментальными температурными наблюдениями и трендами прироста древесных растений, которая широко обсуждалась в ряде работ по древесно-кольцевым хронологиям, полученным в высоких широтах (Briffa et al., 1998b; D'Arrigo et al., 1992; 2004; Jacoby, D'Arrigo, 1989; 1995; Vaganov et al., 1999; Wilmking et al., 2004).

Для сравнения степени соответствия в динамике трендов сравниваемых древесно-кольцевых хронологий используем скользящий аналог коэффициента конкордации Кендалла (Kendall, 1970, Шишов, Ивановский, 2006). Скользящий коэффициент конкорда-

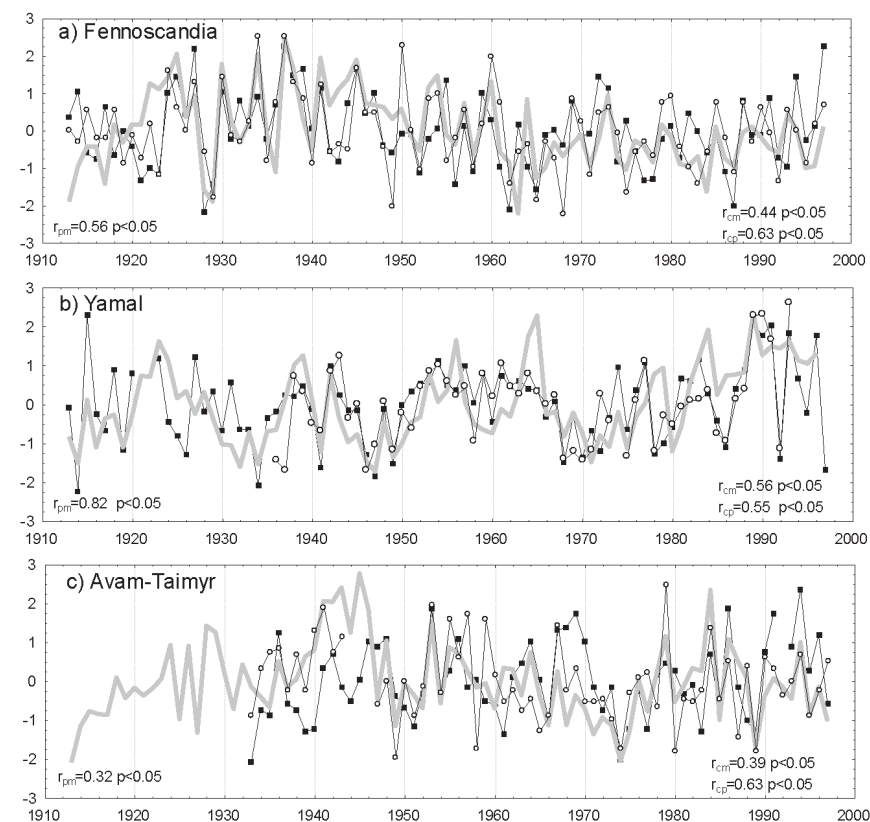


Рис. 7.7 Динамика локальных накопленных пентадных температур (черная сплошная кривая), среднемесячных региональных температур (черная пунктирная кривая) и региональных RCS хронологий (серая сплошная кривая) для следующих регионов: а) Скандинавии (Fennoscandia); б) Ямала (Yamal); в) Таймыра (Avam-Taimyr). Все данные были центрированы средней и нормированы к среднеквадратическому отклонению. Корреляции Пирсона между хронологиями и среднемесячными температурами (r_{cm}), а также между хронологиями и накопленными пентадными температурами (r_{cp}), указаны в правом нижнем углу каждого рисунка. Аналогичная корреляция между среднемесячными и накопленными пентадными температурами (r_{pm}) указаны в левом нижнем углу.

ции Кендалла с окном в 101 год был рассчитан как для исходных древесно-кольцевых хронологий, так и сглаженных при помощи сингулярного спектрального анализа (Рис. 7.8а).

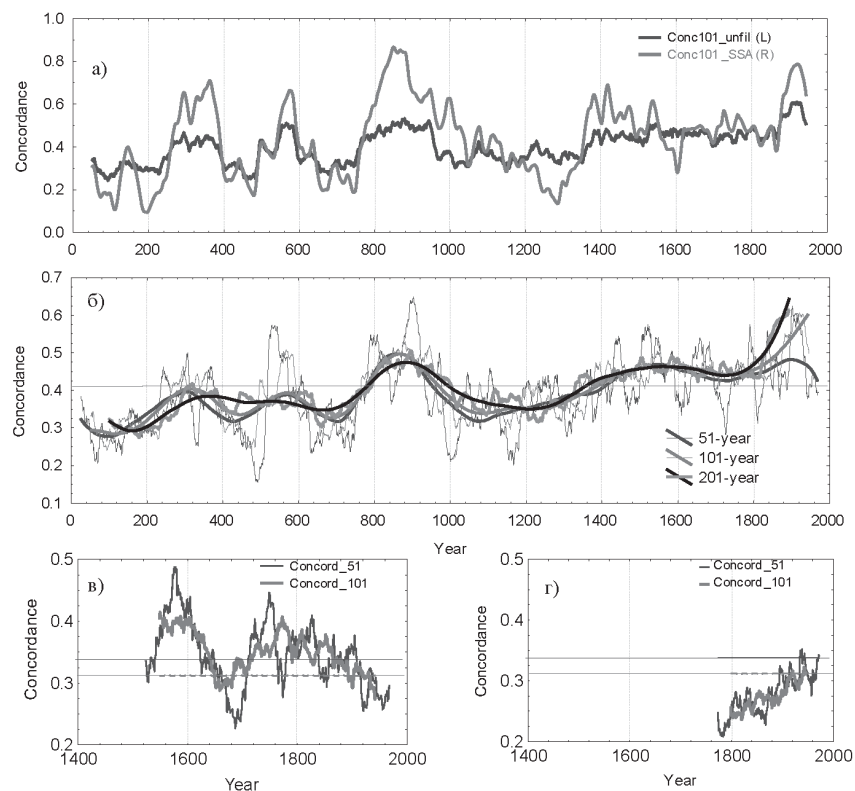


Рис. 7.8 Скользящий коэффициент конкордации Кендалла, рассчитанный: а) для исходных и сглаженных древесно-кольцевых хронологий с окном в 101 год; б) для исходных хронологий с различными окнами в 51, 101 и 201 гг., а затем сглаженный при помощи взвешенной негативной экспоненты; в) для июнь-июльской температуры, смоделированной при помощи глобальной климатической модели HadCM3 без учета антропогенного влияния для трех регионов: Скандинавии, Ямала и Таймыра; г) той же температуры, но смоделированной для HadCM3 с учетом антропогенного влияния. Критические значения коэффициента при уровне значимости $p=0.05$ показаны на рисунках б)-г) пунктирной линией

Значения конкордации для сглаженных данных для интервала с 1890 по 1930 гг. выше, чем аналогичные значения, полученные для исходных хронологий. Отметим, что 41 значение скользящего коэффициента конкордации рассчитывалось для значений древесно-кольцевых хронологий, покрывающих интервал с 1840 по 1980 гг (Рис. 7.8а).

Однако, более высокие значения этого коэффициента для сглаженных данных наблюдаются между 840 и 880 гг. нашей эры.

Период времени с 790 по 930 гг., соответствующий расчетному интервалу 840-880 гг. для коэффициента конкордации, характеризуется глобальным похолоданием (см. Рис. 7.3, 7.4) на анализируемой территории и не может быть связан с общим потеплением первого тысячелетия (окрестность 1000 г. нашей эры).

Для несглаженных древесно-кольцевых хронологий средневековые также характеризуется высокими значениями коэффициента конкордации, которые, тем не менее, ниже, чем аналогичные значения XX века (Рис. 7.8а).

На рисунке 7.8б представлен коэффициент конкордации Кендалла, рассчитанный для исходных древесно-кольцевых хронологий с различными окнами в 51, 101 и 201 гг. Полученные конкордации были сглажены при помощи взвешенной экспоненты (McLain, 1974), применение которой эквивалентно использованию 200-летнего кубического сплайна. Можно отметить, что согласованность в приросте древесных растений за последние 2000 лет постоянно возрастала, достигая своих максимальных значений в XX веке (за исключением современных значений коэффициента конкордации, рассчитанного для окна в 51 год).

На рисунке 7.9 представлено распределение центрированных к средней (0.4) и нормированных к среднеквадратическому отклонению (0.08) значений скользящего коэффициента конкордации Кендалла с окном в 101 год, полученного для несглаженных древесно-кольцевых хронологий. Отметим, что все значения данного коэффициента конкордации были разбиты на три временных интервала: с 764 по 960 гг., с 1900 по 1946 гг.; и все оставшиеся годы с 51 по 1899 гг.

Средневековые значения конкордации лежат, в основном, в интервале от 0 до 2 среднеквадратических отклонений, тогда как современные значения смещены в интервал от 2 до 3 среднеквадратических отклонений.

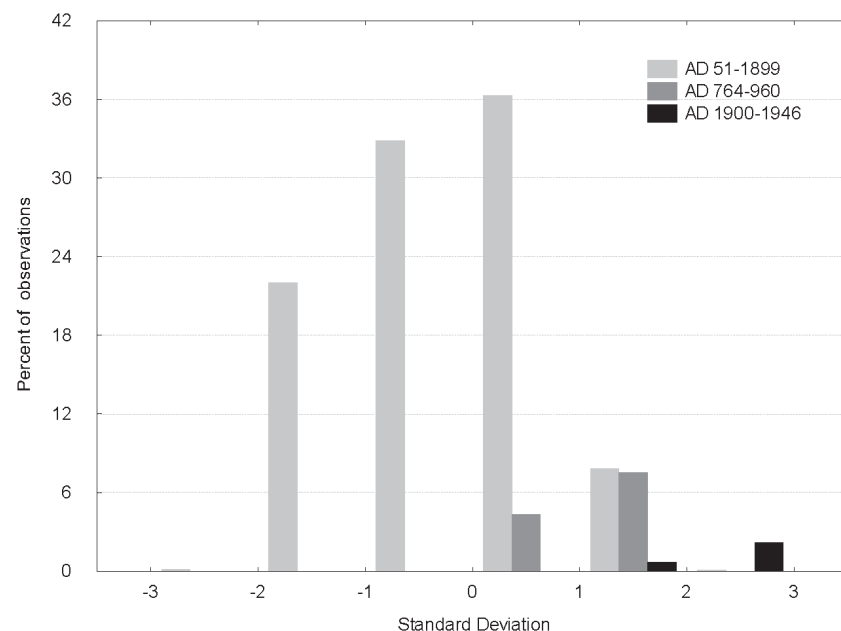


Рис. 7.9 Распределение стандартизованных значений коэффициента конкордации Кендалла с окном в 101 год, соответствующих 3-м временным интервалам: 1) 764-960 гг.; 2) 1900-1946 гг.; 3) 51-1899 гг., за исключением лет из двух предыдущих интервалов

Это показывает, что уровень согласованности в приросте древесных растений вдоль северной границы распространения лесов Евразии в XX веке является самым высоким за последние 2000 лет. Такое событие стало уникальным в условиях современного глобального потепления климата, особенно, если учесть, что средневековая согласованность была вызвана общим похолоданием.

Одной из причин пространственной согласованности в радиальном приросте деревьев может служить солнечная иррадиация, изменчивость которой отражается, в частности, в динамике изотопа ^{10}Be (Beer, 2001). Так, анализ первых 2-ух сингулярных компонент по ^{10}Be и коэффициента конкордации с окном в 101 год, которые могут быть проинтерпретированы как нелинейные тренды, выявляет значимую отрицательную корреляцию за последние 1200 лет

(Рис.7.10) (Шишов и др., 2007а; 2007б). Но в XIX-XX веке эта корреляция становится положительной, что еще раз свидетельствует о неординарности влияния современных климатических изменений на прирост древесных растений.

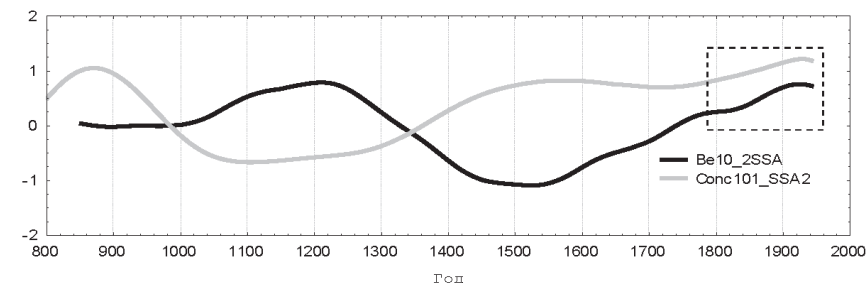


Рис.7.10 Динамика первых 2-ух сингулярных компонент по ^{10}Be (черная кривая) и скользящего коэффициента конкордации Кендалла с окном в 101 год (серая кривая). Пунктирной областью выделена согласованная динамика в поведении анализируемых кривых

Проанализируем динамику скользящего коэффициента конкордации с окном в 51 и 101 год, рассчитанного для смоделированной летней температуры с регионов, эквивалентных местобитаниям анализируемых в данной статье деревьев. (Рис. 7.8 в,г). Средняя летняя температура была получена в результате двух вычислительных экспериментов, сделанных на основе атмосферно-океанической основной циркуляционной модели HadCM3 (Tett et al., 1999; 2007) в британском климатическом центре Хадли (UK Hadley Centre). Эти вычислительные эксперименты были выполнены в рамках Европейского проекта SO&P (<http://www.cru.uea.ac.uk/cru/projects/soap/>). Первый эксперимент позволил получить летнюю температуру за последние 500 лет. При этом, он учитывал только изменения климата под действием естественных природных факторов: изменения орбитальных параметров Земли, солнечной иррадиации, вулканической активности и т.д. Второй эксперимент, охватывающий интервал с 1750 по 2000 гг., учитывал не только естественные факторы, но и увеличивающуюся концентрацию тепличных газов Земли.

Можно отметить, что значения конкордации по температуре (Рис. 7.8 г), полученной из второго эксперимента, имеют тенден-

цию к увеличению на всем моделируемом промежутке времени с 1750 по 2000 гг. Полученная конкорданция становится значимой только в середине XX века. В сравнение с этим, коэффициент конкордации, полученный по температуре, учитывающей только естественные факторы изменения климата, является значимым практически на всем 500-летнем интервале моделирования. В тоже время, динамика 500-летнего коэффициента конкордации плохо согласуется с динамикой согласованности прироста древесных растений.

Полученные результаты можно проинтерпретировать двояко. Либо гипотезу о том, что современное потепление в северной Евразии является прямым результатом увеличения парниковых газов в атмосфере, стоит отклонить. Либо считать, что поставленные модельные эксперименты плохо соотносятся с инструментальными температурными наблюдениями и дендроклиматическими результатами, свидетельствующими об неординарном современном потеплении.

Пространственное покрытие посредством анализируемых древесно-кольцевых хронологий является лишь ограниченной частью для всей высокоширотной суши Евразии. Однако, эти хронологии представляют наиболее типичные внутри- и сверхвековые тренды прироста с определенной точностью. Эмпирически выявленные взаимосвязи между изменчивостью прироста и инструментальными температурными данными являются значимыми и стабильными, по крайней мере, на протяжении последних 70-90 лет. Все это позволяет ассоциировать выявленные в 2000-летних древесно-кольцевых хронологиях изменения в контексте изменений летних температур. Простой временной анализ относительно теплых и холодных периодов за последние 2000 лет показывает, что XX век был неординарно теплым как для отдельных регионов, так и для всей северной Евразии в целом.

Средневековое потепление было реальным для регионов, в частности, на Таймыре. Это потепление было глобальным, но ограничено относительно узким временным интервалом в окрестности 1000 года нашей эры. Предполагая, что прирост древесных растений лимитируется летней температурой, полученные результаты выявляют, что величина средневекового потепления в северной Евразии является не сопоставимой с современностью. Анализ кон-

кордации в приросте древесных растений показывает высокую, даже беспрецедентную согласованность в трендах потепления в XX веке. Эти результаты согласуются с вычислительными экспериментами на основе общей циркуляционной модели, которые указывают на высокоширотное потепление под действием увеличивающейся эмиссии парниковых газов. Один из экспериментов, учитывающий не только естественные факторы, но и увеличивающуюся концентрацию тепличных газов Земли, выявил последовательное увеличение в согласованности динамики моделируемых температур для регионов за последние 250 лет. Аналогичной тенденции не наблюдается для эксперимента, который учитывал влияние на температуру только естественных (не антропогенных) факторов. Другой важный вывод состоит в том, что современный вариант общей циркуляционной модели HadCM3 плохо учитывает возможные пространственно-временные низкочастотные закономерности в региональных изменениях температуры, которые отчетливо проявляются при анализе согласованности косвенных источников о климатической изменчивости, каковыми являются, в частности, длительные древесно-кольцевые хронологии.

Заключение

Данная работа посвящена нелинейному оцениванию при анализе пространственно-временных закономерностей роста древесных растений на территории Евразии. На ряде практических примеров показана эффективность использования нелинейного оценивания при решении плохо формализуемых проблем глобальной экологии. Отметим, что все приведенные методы могут стать существенным дополнением к функциональной основе системы дендроклиматического мониторинга Российской Федерации.

Автором работы уделяется большое внимание новым для дендрохронологии и дендроклиматологии методам имитационного моделирования роста древесных растений, спектрального анализа и статистическим оценкам на базе непараметрических статистик.

Для всех методов нелинейного оценивания, приведенных в данной работе, авторами разработано прикладное программное обеспечение, которое является функциональной составляющей спроектированной системы VS-GENN (<http://vs-genn.ru>) в рамках проекта РНФ. Это позволяет автоматизировать процесс получения новой дендроклиматической информации для обширной территории Урала, Сибири и Дальнего Востока.

На основании проведенного анализа можно сделать следующие выводы:

1. Предлагается новая версия параметризация имитационной модели Ваганова-Шашкина роста годичных колец деревьев - VS-осциллограф, разработанная по аналогии с физическим прибором осциллографом. Ключевое отличие от предыдущего вопло-

щения VS-модели - это алгоритм визуализации и оптимизации для выявления и анализа закономерностей в приросте древесных растений в связи с изменениями основных климатических факторов (температуры и осадков). Приведен алгоритм использования результатов моделирования на основе VS-осциллографа для реконструкция кинетики продукции клеток в сезоне.

2. Предлагается к использованию в дендроэкологии новый спектральный метод для анализа категориальных данных – метод эмпирических категориальных коррелограмм (МЭКК), который является статистически устойчивым к различного рода шумовым воздействиям, даже в тех случаях, когда амплитуда колорированного шума превосходит амплитуду сигнала. Разработано программное обеспечение, реализующее МЭКК.

3. На базе вычислительного эксперимента было показано, что алгоритм МЭКК стабильно выявляет все пики базовых частот в коррелограммах при выбрасывании до 75% значений различных реализаций категориального ВР. При 80%-ных потерях информации, алгоритм МЭКК начинает терять до 70% базовых частот, составляющих исходный сигнал.

4. На базе МЭКК был проведен спектральный анализ и получены реконструкции 4-х сверхдлительных древесно-кольцевых хронологий для циркумполярной области Евразии. В реконструированных хронологиях наблюдается динамика, обратная к температурной после 1960 г. Подобного рода расхождения в динамике прироста древесных растений и изменений летней температуры известны в дендроклиматологии.

5. Показано, что динамика скользящего коэффициента коррдации Кендалла, рассчитанного для 4 сверхдлительных древесно-кольцевых хронологий Евразии, значимо отличается от случайной. Было установлено, что два цикла солнечной иррадиации (88-летний цикл Глейсберга и 23-летний цикл Хейла) могут порождать две новых цикличности в 36 и 62 года в результате нелинейного взаимодействия друг с другом. Сопоставление данных по согласованности в приросте древесных растений и ^{10}Be указывает на существование обратной значимой ($p < 0.05$) коррелированности между данными множествами циклических компонент.

6. Предложен подход к формализации процедуры группировки сингулярных составляющих метода «Гусеница», который успешно

апробирован на дендроклиматическом материале, полученном для Внутренней Монголии, расположенной на территории Китая.

7. Получены сингулярные разложения 3-х длительных древесно-кольцевых хронологий для трех регионов: Скандинавии, п-ова Ямал и п-ва Таймыр. На основе сингулярных компонент построены распределения трендов прироста древесных растений за последние 2000 лет для высокоширотных районов Евразии, которые показывают, что современные тренды и скользящие средние прироста являются аномально высокими по сравнению с предыдущими значениями за последние два тысячелетия. В связи с высокими значимыми коэффициентами корреляции между изменениями летней температуры и индексами прироста, данные тренды могут быть проинтерпретированы как тренды современного глобального потепления, которые являются уникальными за последние 2000 лет.

8. На основе анализа коэффициентов конкордации Кендалла установлено, что уровень согласованности в приросте древесных растений вдоль северной границы распространения лесов Евразии в XX веке является самым высоким за последние 2000 лет. Такое событие является уникальным в условиях современного глобального потепления климата, особенно, если учесть, что средневековая согласованность была вызвана общим похолоданием.

9. Современный вариант общей циркуляционной модели HadCM3 плохо учитывает возможные пространственно-временные низкочастотные закономерности в региональных изменениях температуры, которые отчетливо проявляются при анализе согласованности косвенных источников о климатической изменчивости, каковыми являются, в частности, длительные древесно-кольцевые хронологии.

Литература

1. Ваганов Е.А. Динамика сезонного роста годичных колец сосны густоцветной и сосны жесткой на Корейском полуострове / Е.А. Ваганов, В.К. Пак // Лесоведение. – 1995. – № 2. – С.31-41.
2. Ваганов Е.А. Дендроклиматические исследования в Урало-Сибирской Субарктике / Е.А. Ваганов, С.Г. Шиятов, В.С. Мазепа. – Новосибирск: Наука, 1996. – 244 с.
3. Ваганов Е.А. Важность дендрохронологических и дендрогидрологических исследований в изучении глобальных и региональных проблем / Е.А. Ваганов, С.Г. Шиятов // Сиб. экол. журн. – 1999. – Т.6. – № 2.
4. Ваганов Е.А. Роль дендроклиматических и дендрогидрологических исследований в решении глобальных и региональных экологических проблем (на примере Азиатской части России) / Е.А. Ваганов, С.Г. Шиятов // Сиб. экол. ж. – 1999. – Т. 6, № 2. – С. 3-17.
5. Ваганов Е.А. Длительные климатические изменения в арктической области Северного полушария / Е.А. Ваганов, К.А. Бриффа, М.М. Наурзбаев, Ф.Г. Швейнгрубер, С.Г. Шиятов, В.В. Шишов // ДАН. – 2000. – Т.375, №1. – С.103-106.
6. Ваганов Е.А. Рост и структура годичных колец хвойных / Е.А. Ваганов, А.В. Шашкин. – Новосибирск: Наука, 2000. – 232 с.

7. Ваганов Е.А. Свидетели «средневекового потепления» климата / Е.А. Ваганов, М.М. Наурзбаев, М.К. Хьюс // Природа. – 2000. – №12. – С. 53-56.

8. Высоцкая Г.С. Пространственное распределение трендов климатических параметров (XX век) / Г.С. Высоцкая, А.И. Дмитриев., Л.Ф. Ноженкова, В.В. Шишов // Основные закономерности глобальных и региональных изменений климата и природной среды в позднем Кайнозое Сибири. – Новосибирск: Изд. Института археологии и этнографии СО РАН, 2002. – Вып. 1. – С. 83-87.

9. Данилов Д.Л. Главные компоненты временных рядов: метод «Гусеница» / Д.Л. Данилов, А.А. Жиглявский. – СПб.: С.-Петербургский государственный университет, 1997. – 308 с.

10. Джансетов К.К. Пространственно-временной анализ дендрохронологических рядов на основе отношений «лучше-хуже», «больше-меньше» / К.К. Джансеитов, В.В. Шишов: препринт ИЛ СО РАН. – Красноярск, 1993. – 29 с.

11. Джансеитов К.К. «Эль-Ниньо» – погодные качели планеты / К.К. Джансеитов, В.В. Шишов: препринт ИЛ СО РАН. – Красноярск: ИЛ СО АН, 1999. – 29 с.

12. Елисеева И.И. Статистика. Учебник / под ред. И.И. Елисеева. – М.: ООО «ИТРЭМ». – 2002. – 448 с.

13. Ивановский А.Б., Шишов В.В. Алгоритм параметризации для модели Ваганова-Шашкина формирования годичных колец древесных растений. Вестн. СибГАУ, 2010, 2 (28): 83-88

14. Кендалл М. Ранговые корреляции / М. Кендалл: пер.с англ. – М.: Статистика, 1975. – 216 с.

15. Левковская Г.М. Современные представления о способах подсчёта результатов спорово-пыльцевого анализа четвертичных

отложений и построения диаграмм / Г.М. Левковская // Проблемы палеогеографии. – Л.: Изд-во ЛГУ, 1965. – С. 237-258.

16. Мазепа В.С. Математико–статистические модели дендрохронологических рядов: автореф. дисс..... канд. физ.–мат. наук / В.С. Мазепа. – Свердловск, 1978. – 39 с.

17. Мазепа В.С. Влияние осадков на динамику радиального прироста хвойных в субарктических районах Евразии / В.С. Мазепа // Лесоведение. – 1999а. – № 6. – С. 15-22.

18. Мазепа В.С. Погодичная реконструкция средней летней температуры воздуха на севере Западной Сибири с 1690 года на основе данных о радиальном приросте деревьев / В.С. Мазепа // Сиб. экол. журн. – 1999б. – № 2. – С. 175-183.

19. Сидорова О.В. Региональные особенности радиального прироста лиственницы на севере средней Сибири по 1000-летним древесно-кольцевым хронологиям. / О.В. Сидорова О.В., М.М. Наурзбаев, М.К. Хьюс, В.В. Шишов // Экология. – 2007. – № 2. – С. 99-103

20. Силкин П.П. Методы многопараметрического анализа структуры годичных колец хвойных: монография / П.П. Силкин. – Красноярск: Сибирский федеральный университет, 2010. – 335 с.

21. Тычков И.И., Леонтьев А.С., Шишов В.В. (2012) Новый алгоритм параметризации модели роста годичных колец деревьев: VS- осциллограф и его применение в дендроэкологии. Системы Методы Технологии 4 (16): 45-51

22. Хантемиров Р.М. Дендроклиматический потенциал можжевельника сибирского / Р.М. Хантемиров, С.Г. Шиятов, Л.А. Горланова // Лесоведение. – 1999. – № 6. – С. 34-39.

23. Хантемиров Р.М. Древесно-кольцевая реконструкция летних температур на севере Западной Сибири за последние 3248 лет / Р.М. Хантемиров // Сиб. экол. журн. – 1999. – № 2. – С. 185-191.

24. Хантемиров Р.М. 4309-летняя хронология для Ямала и ее использование для реконструкции истории климатических изменений на севере Западной Сибири / Р.М. Хантемиров // Проблемы экологического мониторинга и моделирования экосистем. – СПб.: Гидрометеиздат, 2000. – Т. 17. – С. 287-301.

25. Шишов В.В. Статистическая связь между проявлениями Эль-Ниньо и летней температурой в Субарктике Сибири / В.В. Шишов // ДАН. – 2000а. – Т.375. – №5. – С. 676-679.

26. Шишов В.В. Статистические модели прогноза интенсивности Эль-Ниньо по дендроклиматическим данным Субарктической части Евразии / В.В. Шишов // Проблемы реконструкции климата и природной среды голоцена и плейстоцена Сибири. Под ред. Е.А. Ваганова и др. – Новосибирск: Издательство Института археологии и этнографии СО РАН, 2000б. – Вып.2. – С. 458-466.

27. Шишов В.В. Пространственная изменчивость прироста древесных растений на территории Сибири в последнем столетии / В.В. Шишов, Е.А. Ваганов, М.К. Хьюз, М.А. Корец // ДАН. – 2002. – Т.387, №5. – С. 690-693.

28. Шишов В.В. Сравнительный анализ скользящих коэффициентов при анализе временных рядов / В.В. Шишов, А.Б. Ивановский // Вестник СибГАУ. – Красноярск: Изд. СибГАУ. – 2006. – Вып. 2(9). – С. 29-33.

29. Шишов В.В. Спектральный анализ нечисловых данных. Дендроклиматические примеры. // В сб. материалов международной конференции «Новые методы в дендроэкологии» (10-13 сентября, г. Иркутск, Россия). – 2007.- С. 81-84

30. Шишов В.В. Анализ изменчивости радиального прироста древесных растений на территории севера Евразии в последние десятилетия / В.В. Шишов, М.М. Наурзбаев, Е.А.Ваганов, А.Б. Ивановский, М.А.Корец // Известия РАН. Сер. географ. – 2007а. – № 3. – С. 49-59.

31. Шишов В.В. Анализ согласованности в приросте древесных растений по сверхдлительным древесно-кольцевым хронологиям севера Евразии / В.В. Шишов, К. Бриффа, Т. Мелвин, М.М. Наурзбаев // Проблемы экологического мониторинга и моделирования экосистем. – СПб.: Гидрометеиздат. – 2007б. – Т. XXI. – С. 203-222.

32. Шиятов С.Г. Дендрохронология верхней границы леса на Урале / С.Г. Шиятов. – М.: Наука, 1986. – 136 с.

33. Шиятов С.Г. Методическая основа организации системы дендроклиматического мониторинга в лесах азиатской части России / С.Г. Шиятов, Е.А. Ваганов // Сиб. экол. журн. –1998. – Т. 5, № 1. – С. 31-38.

34. Яглом А.М. Корреляционная теория стационарных случайных функций (с примерами из метеорологии) / А.М. Яглом. – Л.: Гидрометеиздат, 1981. – 287 с.

35. Anchukaitis K.J., Evans M.N., Kaplan A., Vaganov E.A., Hughes M.K., Grissino-Mayer H.D. and Cane M.A. (2006) Forward modeling of regional scale tree-ring patterns in the southeastern United States and the recent influence of summer drought. *Geophysical Research Letters* 33: L04705

36. Babushkina, E. A., Belokopytova, L. V., 2014. Climatic signal in radial increment of conifers in forest-steppe of southern Siberia and its dependence on local growing conditions, *Russian Journal of Ecology*, 2014, Vol. 45, No. 5, pp. 325–332.

37. Babushkina, E. A., Vaganov, E. A., Belokopytova, L. V., Shishov, V. V., Grachev, A.M. 2015. Competitive strength effect in the climate response of Scots Pine radial growth in south-central Siberia forest-steppe. *Tree-Ring Research*, Vol. 71(2): 106–117. DOI:<http://dx.doi.org/10.3959/1536-1098-71.2.106>

38. Beer J. Sun and climate / J. Beer // *Spatium*. – 2001. – V. 8. – P. 3-19.

39. Bond G. Persistent solar influence on North Atlantic climate during the Holocene / G. Bond, B. Kromer, J. Beer, R. Muscheler, M.N. Evans, W. Showers, S. Hoffmann, R. Lotti-Bond, I. Hajdas, G. Bonani // *Science*. – 2001. – V. 294. – P. 21-36.

40. Briffa K. R. 1992 Fennoscandian summers from AD-500—temperature-changes on short and long timescales./ K.R. Briffa, P.D. Jones, T.S. Bartholin, D. Eckstein, F.H. Schweingruber, W. Karlen, P. Zetterberg, M. Eronen. // *Clim. Dynam.* – 1992. – V.7. – P. 111–119.

41. Briffa. K.R. Unusual twentieth-century summer warmth in a 1,000-year temperature record from Siberia / K.R. Briffa, P.D. Jones, F.H. Schweingruber, S.G. Shiyatov, E.R. Cook // *Nature*. – 1995. – V. 376. – P. 156-159.

42. Briffa, K. R. Tree-ring variables as proxy-climate indicators: Problems with low frequency signals./ K.R. Briffa, P.D. Jones, F.H. Schweingruber, W. Karlen, S.G. Shiyatov/ In book “Climatic Variations and Forcing Mechanisms of the Last 2000 Years”/ Eds. Jones P. D., Bradley R. S., Jouzel J. – Berlin: Springer-Verlag. – 1996. – P. 9-41.

43. Briffa K.R. Trees tell of past climates: but are they speaking less clearly today? / K.R. Briffa, F.H. Schweingruber, P.D. Jones, T.J. Osborn, I.C. Harris, S.G. Shiyatov, E.A. Vaganov, H. Grudd // *Phil. Trans. R. Soc. London*. – 1998 a. – V. 353. – P. 65-73.

44. Briffa, K.R. Influence of volcanic eruptions on Northern Hemisphere summer temperature over the past 600 years / K.R. Briffa, P.D. Jones, F.H. Schweingruber, T.J. Osborn // *Nature*. – 1998 б. – V. 393. – P. 450-455.

45. Briffa K.R. Reduced decadal thermal response in recent northern tree growth / K.R. Briffa, F.H. Schweingruber, P.D. Jones, T.J. Osborn, S.G. Shiyatov, E.A. Vaganov // *Nature*. – 1998 в. – V. 391. – P. 678-682.

46. Briffa, K.R. Large-scale temperature inferences from tree rings: a review / K.R. Briffa, T.J. Osborn, F.H. Schweingruber // *Global and Planetary Change*. – 2004. – V. 40. – P. 11-26.

47. Briffa K.R. Trends in recent Temperature and Radial Tree Growth spanning 2000 years across Northwest Eurasia./ K.R. Briffa, V.V. Shishov, T.M. Melvin, E.A. Vaganov, H. Grudd, R.M. Hantemirov, M. Eronen, M.M. Naurzbaev// *Philosophical Transactions of the Royal Society of London Series B-Biological sciences*. – 2008. – Special Issue. – doi:10.1098/rstb.2007.2199. P. 1-14

48. Burroughs W.J. Weather Cycles. Real or Imaginary? / W.J. Burroughs. – Cambridge: University of Ontario Press, 1994. – 317 p.

49. Cook E.R. Forest decline: Modeling the effect of climate in tree rings / E.R. Cook, A.J. Johnson, T.J. Blasing // *Tree physiol.* – 1987. – № 3. – P.27-40.

50. Cook E.R. Methods of Dendrochronology. Applications in the Environmental Sciences / E.R. Cook, L.A. Kairiukstis. – Dordrecht, Boston, London: Kluwer Acad. Publ., 1990. – 394 p.

51. D'Arrigo R.D. 1992. Dendroclimatic evidence from northern North America. / R.D. D'Arrigo, G.C. Jacoby // *Climate since A.D. 1500*. - London, Routledge, 1992. – P. 296-311.

52. D'Arrigo R.D. Thresholds for warming-induced growth decline at elevational tree line in the Yukon Territory, Canada / R.D. D'Arrigo, R.K. Kaufmann, N. Davi, G.C. Jacoby, C. Laskowski, R.B. Myneni, P. Cherubini // *Global Biogeochem. Cycles*. – 2004. – V.18. – GB3021.

53. Damon P.E. Solar forcing of global temperature change since AD 1400 / P.E. Damon, A.N. Peristykh // *Climatic Change*. – 2005. – V. 68. – P. 101-111.

54. Elsner J.B. Singular Spectrum Analysis / J.B. Elsner, A.A. Tsonis – London: Plenum Press, 1996. – 274 p

55. Evans M.N., Reichert K., Kaplan A., Anchukaitis K.J., Vaganov E.A., Hughes M.K., Cane M.A., 2006. A forward modeling approach to paleoclimatic interpretation of tree-ring data. *Journal of geophysical research*, 111. G03008, doi:10.1029/2006JG000166.

56. Fritts H.C. Multivariate techniques for specified tree-growth and climate relationships and for reconstructing anomalies in paleoclimate / H.C. Fritts, T.J. Blasing, B.P. Hayden, J.E. Kutzbach // *J App. Meteorol.* – 1971. – V. 10. – P.845-864.

57. Fritts H.C. *Tree-rings and climate* / H.C. Fritts. – London; New York; San Francisco: Acad. Press, 1976. – 576 p.

58. Fritts H.C. Climatic variation and tree-ring structure in conifers: empirical and mechanistic models of tree-ring width, number of cell, cell size, cell-wall thickness and wood density / H.C. Fritts, E.A. Vaganov, I.V. Sviderskaya, A.V. Shashkin // *Climate Res.* – 1991. – №1. – P. 97-116.

59. Fritts H.C. Modeling tree-ring structure as related to temperature, precipitation, and day length / H.C. Fritts, A.V. Shashkin: T.E. Lewis ed. // *Tree rings as indicators of ecosystem health.* – Boca Raton, Ann Arbor, London, Tokyo: CRC Press, 1995. – P.17-59.

60. Ghil M. Advanced spectral methods for climatic time series / M. Ghil, M.R. Allen, D. Dettinger, K. Ide, D. Konrashov, V.E. Mann, A.W. Robertson, A. Saunders, Y. Tian, F. Varadi, P. Yiou // *Rev. Geophys.* – 2002. – V.40. – P. 1-41.

61. Golyandina N. Analysis of time series structure: SSA and related techniques / N. Golyandina, V. Nekrutkin, A. Zhigljavsky. – Chapman & Hall/CRC, 2001. – 305p.

62. Grigoryev, A. A., Budyko, M. A. 1960. Classification of the Climates of the USSR. *Soviet Geography* 1:3–24.

63. Guiot, J., Boucher, E., Gea-Izquierdo, G. 2014. Process models and model-data fusion in dendroecology. *Frontiers in Ecology and Evolution*. DOI: 10.3389/fevo.2014.00052

64. Grudd H. A 7400-year tree-ring chronology in northern Swedish Lapland: natural climatic variability expressed on annual to millennial timescales / H. Grudd, K.R. Briffa, W. Karlen, T.S. Bartholin, P.D. Jones, B. Kromer // *The Holocene.* – 2002. – V. 12. – P. 657-667.

65. Hantemirov R.M. A continuous multimillennial ring-width chronology in Yamal, northwestern Siberia./ R.M. Hantemirov, S.G. Shiyatov // *Holocene.* – 2002. – V.12. – P. 717-726.

66. Hartigan J. A. *Clustering algorithms* / J.A. Hartigan. – New York: Wiley. – 1975. – 240 p.

67. Hartigan J. A. Algorithm 136. A *k*-means clustering algorithm / J.A. Hartigan, M.A. Wong // *Applied Statistics.* – 1978. – V. 8. – P. 100-130.

68. Helama S. The supra-long Scots pine tree-ring record for Finnish Lapland: Part 2, interannual to centennial variability in summer temperatures for 7500 years./ S. Helama, M. Lindholm, M. Timonen, J. Meriläinen, M. Eronen // *Holocene.* – 2002. – V.12. – P. 681-687.

69. Hughes M.K. July–August temperature at Edinburgh between 1721 and 1975 from tree–ring density and width data / M.K. Hughes, F. Schweingruber, D. Cartwright, P.M. Kelly // *Nature.* – 1987. – V. 308. – P.341-344.

70. Hulme M. Global climate change in the instrumental period / M. Hulme, P.D. Jones // *Environmental Pollution.* – 1994. – V. 83. – P. 23-36.

71. Hughes M.K. Tree-rings and the challenge of global change research / M.K. Hughes // *Tree-Rings. From the past to the future:*

Proceedings of workshop on Asian and Pacific dendrochronology. – Tsucuba, Forestry and Forest Prod. Res. Publ., 1995. – P. 1-7.

72. Hughes M.K. Twentieth-century summer warmth in northern Yakutia in a 600-year context / M.K. Hughes, E.A. Vaganov, S.G. Shiyatov, R. Touchan, G. Funkhouser // *The Holocene*. – 1999. – V. 9. – P. 629-634.

73. IPCC. Climate change 2007: the physical science basis. Summary for policymakers. Contribution of working group I to the fourth assessment report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. – 2007. - <http://ipcc-wg1.ucar.edu/>

74. IPCC, 2014: Climate Change 2014: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Core Writing Team, R.K. Pachauri and L.A. Meyer (eds.)]. IPCC, Geneva, Switzerland, 151 pp.

75. Jacoby G.C. Reconstructed Northern Hemisphere annual temperature since 1671 based on high-latitude tree-ring data from North America / G.C. Jacoby, R.D. D'Arrigo // *Climatic Change*. – 1989. – V. 14. – P. 39-59.

76. Jacoby G.C. Tree-ring width and density evidence of climatic and potential forest change in Alaska / G.C. Jacoby, R.D. D'Arrigo // *Global Biochem. Cycles*. – 1995. – V. 9. – P. 227-234.

77. Jones P.D. Global surface air temperature variations during the twentieth century: Pt 1. Spatial, temporal and seasonal details / P.D. Jones, K.R. Briffa // *The Holocene*. – 1992. – V. 2. – P. 174-188.

78. Jones P.D. Growing season temperatures over the former Soviet Union / P.D. Jones, K.R. Briffa // *Internat. J. Climatology*. – 1995. – V. 15. – P. 943-959.

79. Jones P.D. The evolution of climate over the last Millennium /

P.D. Jones, T.J. Osborn, K.R. Briffa // *Science*. – 2001. – V. 292. – P. 662-667.

80. Jones P.D. Greenhouse effect and climate data / P.D. Jones // *Encyclopedia of Physical Science and Technology*. London: Academic Press, 2002. – V. 7. – P. 87-106.

81. Kelly P.M. The spatial response of the climate system to explosive volcanic eruptions / P.M. Kelly, P.D. Jones, J. Pengqun // *Internat. Journal of Climatol*. – 1996. – V. 16. – P. P. 537-550.

82. Kendall M. Rank correlation methods / M. Kendall. – London: Griffin, 1970. – 170 p.

83. Kinsler, L.E. Fundamentals of acoustics / L.E. Kinsler, A.R. Frey. – 3rd edition – New York : Wiley, 1982. – 480 p.

84. Lean J. Reconstruction of solar irradiance since 1610: implications for climate change / J. Lean, L. Beer, R.S. Bradley // *Geophys. Res. Lett*. – 1995. – V. 22. – P. 3195-3198.

85. Lees J.M. Multiple-taper spectral analysis: a stand alone C-Subroutine / J.M. Lees, J. Park // *Computers & Geosciences*. – 1995. – V. 21. – P. 199-236.

86. Liu Yu. Reconstruction of May-July precipitation in the north Helan Mountain, Inner Mongolia since A.D. 1726 from tree-ring late-wood widths / Y. Liu, J. Shi, V. Shishov, E. Vaganov, Y. Yang, Q. Cai, J. Sun, L. Wang, I. Djanseitov // *Chinese Science Bulletin*. – 2004a. – V. 49. – P. 405-409.

87. Liu Yu. The forecast of seasonal precipitation trend at the north Helan Mountain and Baiyinaobao regions, Inner Mongolia for the next 20 years / Y. Liu, V. Shishov, S. Jiangfeng, E. Vaganov, S. Junyan, C. Qiufang, I. Djanseitov, A. Zhisheng // *Chinese Science Bulletin*. – 2004b. – V. 49. – P. 410-415.

88. Mann M.E. Robust Estimation of Background Noise and Signal Detection in Climatic Time Series / M.E. Mann, J. Lees // *Climatic Change*. – 1996. – V. 33. – P. 409-445.

89. McCracken K.G. A phenomenological study of the long-term cosmic ray modulation, 850–1958 AD / K.G. McCracken, F.B. McDonald, J. Beer, G. Raisbeck, F. Yiou // *J. Geophys. Res.* – 2004. – V. 109. – A12103, doi:10.1029/2004JA010685.

90. McCracken K.G. The long-term variability of the cosmic radiation intensity at earth as recorded by the cosmogenic nuclides / K.G. McCracken, J. Beer, F.B. McDonald // *The solar system and beyond the years of ISSI*, edited by J. Geiss, B. Hultqvist: The Netherlands: ESA Publications Divisions, 2005. – P 83-98.

91. Mclain D.H. Drawing contours from arbitrary data points / D.H. Mclain // *The Computer Journal*. – 1974. – V.17. – P. 318-324.

92. Melvin T. Historical growth rates and changing climatic sensitivity of boreal conifers. / T. Melvin / Ph.D. thesis. – Climatic Research Unit, University of East Anglia, Norwich, UK. – 2004. – 220 p.

93. Naurzbaev M.M. Variation in early summer and annual temperature in the East Taymir and Putoran (Siberia) over the last two millennia inferred from tree-rings / M.M. Naurzbaev, E.A. Vaganov // *J. Geophys. Res.* – 2000. – V. 105 – P. 7317-7327.

94. Naurzbaev, M.M., Vaganov, E.A., Sidorova, O.V., & Schweingruber, F.H. Summer temperatures in eastern Taimyr inferred from a 2427-year late-Holocene tree-ring chronology and earlier floating series / M.M. Naurzbaev, E.A. Vaganov, O. V. Sidorova, F.H. Schweingruber // *Holocene*. – 2002. – V.12. – P. 727-736.

95. Oppenheim A.V. Discrete-Time Signal Processing / A.V. Oppenheim, R.W. Schaffer. – England: Prentice Hall, 1989. – 611 p.

96. Quinn, W. H. The Unusual Intensity of the 1982-1983 ENSO

Event / W.H. Quinn, D.O. Zopf // *Tropical Ocean-Atmosphere Newslett.* – 1984. – № 26 – P. 17-20.

97. Quinn W.H. El-Nino occurrences over the past four and half centuries / W.H. Quinn, V.T. Neal // *Journal of Geoph. Res.* – 1997. – Vol. 92. – P. 14449-14461.

98. Ramachandra Rao A. Multi-taper method of analysis of periodicities in hydrologic data / R.A. Ramachandra, K. Hamed // *J. Hydrology*. – 2003. – V. 279. – P. 125-143.

99. Raspopov O.M. Periodicity of climate conditions and solar variability derived from dendrochronological and other paleoclimatic data in high latitudes / O.M. Raspopov, V.A. Dergachev, T. Kolstrom // *Palaeogeography, Palaeoclimatology, Palaeoecology*. – 2004. – V. 209. – P. 127-139.

100. Scheffer M., Carpenter S.R., Lenton T.M. et. al. 2012. Anticipating Critical Transitions. *Science*. V. 338 (6105). P. 344-348 DOI: 10.1126/science.1225244

101. Shishov, V.V., Tychkov, I. I., Popkova, M.I., Ilyin, V.A., Bryukhanova, M.V., Kirdeyanov, A.V., 2016. VS-oscilloscope: a new tool to parameterize tree radial growth based on climate conditions. *Dendrochronologia*. V. 39, 42-50 DOI:10.1016/j.dendro.2015.10.001

102. Tett S.F.B. Causes of twentieth century temperature change / S.F.B. Tett, P.S. Stott, M.R. Allen, W.J. Ingram, J.F.B. Mitchell // *Nature*. – 1999. – V. 399. – №6736. – P.569-572.

103. Tett, S.F.B. The impact of natural and anthropogenic forcings on climate and hydrology since 1550. / S.F.B. Tett, R. Betts, T.J. Crowley, J. Gregory, T.C. Johns, A. Jones, T.J. Osborn, E. Ostrom, D.L. Roberts, M.J. Woodage // *Climate Dynamics*. – 2007. – V. 28. – P. 3-34.

104. Thomson D.J. Spectrum estimation and harmonic analysis / D.J. Thomson // *Proc. IEEE* 70, 1982. – P. 1055-1096.

105. Thorne P.W. Probable causes of late twentieth century tropospheric temperature trends / P.W. Thorne, P.D. Jones, S.F.B. Tett, M.R. Allen, D.E. Parker, P.A. Stott, G.S. Jones, T.J. Osborn, T.D. Davies // *Climate Dyn.* – 2003. – V. 21. – P. 573-591.

106. Thornthwaite C.W., Mather J.R. (1955) The water balance. Publications in climatology. vol. 1. Drexel Institute of Technology, Philadelphia, p 1–104

107. Tolwinski-Ward S.E., Evans M.N., Hughes M.K., Anchukaitis K.J. (2011) An efficient forward model of the climate controls on interannual variation in tree-ring width. *Climate Dynamics* 36 (11-12): 2419-2439

108. Touchan, R., Shishov, V.V., Meko, D.M., Nouri, I., Grachev, A. 2012. Process based model sheds light on climate signal of Mediterranean tree-ring width. *Biogeosciences*, V. 9: 965–972, doi:10.5194/bg-9-965-2012

109. Trenberth K.E. Observations: Surface and Atmospheric Climate Change. In *Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group 1 to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* (eds S. Solomon, D. Qin, M. Manning, Z. Chen, M.C. Marquis, K.B. Averyt, M. Tignor & H.L. Miller). / K.E. Trenberth, P.D. Jones, P. Ambenje, R. Bojariu, D. Easterling, A. Klein Tank, D. Parker, F. Rahimzadeh, J.A. Renwick, M. Rusticucci, B. Soden, P. Zhai. - Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 2007.

110. Turner J., Barrand N.E., Bracegirdle T.J. et al. 2014. Antarctic climate change and the environment: an update. *Polar Record*. V 50(3). DOI: <https://doi.org/10.1017/S0032247413000296>.

111. Vanclay J.K. (1994) Modelling forest growth and yield: applications to mixed tropical forests. Wallingford, UK: CAB International, 330 p.

112. Vaganov E.A. Influence of snowfall and melt timing on tree growth in subarctic Eurasia / E.A. Vaganov, M.K. Hughes, A.V. Kirdyanov, F.H. Schweingruber, P.P. Silkin // *Nature*. – 1999. – V. 400. – P. 149-151.

113. Vaganov E.A. Tree rings and global carbon cycle / E.A. Vaganov, M.K. Hughes // *Проблемы экологического мониторинга и моделирования экосистем*. – 2000. – Т. 17. – P. 36-48.

114. Vaganov E.A. Growth Dynamics of Conifer Tree Rings: Images of Past and Future. / E.A. Vaganov, M.K. Hughes, A.V. Shashkin // *Ecological studies* 183: Springer. – 2006. – 368 p.

115. Wilmking M. Recent climate warming forces contrasting growth responses of white spruce at treeline in Alaska through temperature thresholds / M. Wilmking, G.P. Juday, V.A. Barber, H.S.J. Zald // *Global Change Biol.* – 2004. – V.10. – P.1724-1736.

Шишов В.В., Попкова М.И., Тычков И.И.

НЕЛИНЕЙНОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ДЕНДРОКЛИМАТИЧЕСКИХ ДАННЫХ И ЕГО ПРИМЕНЕНИЕ ДЛЯ ТЕРРИТОРИИ СИБИРИ

Подписано в печать 10.11.16
Формат 60х84^{1/16}. Бумага офсетная.
Тираж 100 экз. Заказ №.
Цена свободная

Отпечатано
РПБ «Амальгама»
660049, Красноярск, ул. Дубровинского, 112,
т. 221-86-27, 221-84-75,
e-mail: amalgama2007@mail.ru