

И.И. Ипполитов, М.В. Кабанов, С.В. Логинов

Вейвлет-преобразования при анализе природно-климатических изменений

Институт оптического мониторинга СО РАН, г. Томск

Поступила в редакцию 12.11.2001 г.

Методом вейвлет-анализа исследованы колебательные структуры в межгодовой изменчивости температурных рядов гг. Омска, Томска, Красноярска, Иркутска, Благовещенска и Петропавловска-Камчатского. Масштабы выявленных колебаний приблизительно составляют 5, 11, 22, 30 и 50 лет. Аналогичному анализу подвергнуты временные ряды индекса Южного Колебания SOI, чисел Вольфа W и геомагнитного индекса Ap. Исследованы корреляции как между исходными рядами T, SOI, W, Ap, так и между периодичностями отдельных масштабов. Значимая по уровню 99% корреляция имеет место только между температурными рядами для городов, расположенных в континентальной зоне. Между отдельными периодичностями в колебаниях SOI и в температурных рядах найдена значимая отрицательная корреляция, а в рядах W, Ap и температуры значимая положительная корреляция для масштаба 30 и 50 лет.

Введение

Исследования закономерностей современных природно-климатических изменений являются неизбежным этапом при моделировании и прогнозировании развития таких многофакторных, многоуровневых, многофункциональных систем, какими являются природно-климатические системы глобального или регионального масштабов. К настоящему времени уже накоплены достаточно длинные ряды однородных наблюдений по многим параметрам, характеризующим состояние различных геофизических полей. Анализ этих данных, являющихся результатом инструментальных наблюдений более чем за сто лет, могут рассматриваться как временные ряды современных природно-климатических изменений.

Временные ряды характеристик, описывающих различные геофизические поля, соответствуют нестационарным случайным процессам. В них присутствуют составляющие, описывающие долговременный тренд, колебания вокруг тренда различных масштабов, а также случайная составляющая. В настоящее время развиты различные методы анализа этих составляющих. Для получения долговременного тренда в основном применяются две математические процедуры: аппроксимация всего временного ряда полиномами различных степеней и скользящее сглаживание. Анализ колебательной структуры временных рядов наиболее часто базируется на процедуре преобразования Фурье. При всех своих бесспорных достоинствах метод преобразования Фурье не свободен от недостатков. Главный из них заключается в том, что, давая исчерпывающую информацию о частотной структуре сигнала, преобразование Фурье не позволяет анализировать его локальные свойства, поскольку базисные

функции Фурье-преобразования определены на всей временной оси.

Для устранения этого недостатка применяются оконные преобразования Фурье, при которых сигнал анализируется лишь внутри некоторого окна на его временной оси. Однако при этом возникают трудности, связанные с тем, что для анализа колебаний разных масштабов необходимо использовать различные размеры окна. Отмеченные трудности эффективно устраняются при применении метода вейвлет-преобразования, превосходное изложение которого приведено в недавно опубликованных обзорах [1, 2].

Ниже мы исследуем с помощью вейвлет-преобразования ряд природно-климатических характеристик, так или иначе связанных с проблемой изменения климата. Мы рассмотрим, в основном, абсолютные значения коэффициентов вейвлет-преобразования, хотя иногда будем оперировать с соответствующим спектром мощности [3]. В качестве объектов исследования возьмем ряды среднегодовой температуры приземного воздуха следующих городов:

Омск (T_O)	55,0° с.ш.,	73,4° в.д.
Томск (T_T)	56,4° с.ш.,	85,0° в.д.
Красноярск (T_K)	56,0° с.ш.,	92,7° в.д.
Иркутск (T_I)	52,3° с.ш.,	104,3° в.д.
Благовещенск (T_B)	50,3° с.ш.,	127,6° в.д.
Петропавловск-Камчатский (T_{II})	54,8° с.ш.,	169,2° в.д.

Выбор этих городов, расположенных на азиатской части России в широтной зоне 50–56° с.ш., был сделан для того, чтобы выделить общерегиональные колебания климата на фоне местных. Анализу подвергнут также сопоставимый по длине с температурным рядом ряд индекса Южного Колебания SOI. Структура периодичностей установлена для ряда чисел Вольфа W, а также геомагнитного индекса Ap,

характеризующих в какой-то мере уровень солнечной активности. Будут рассмотрены вопросы, касающиеся корреляции как между исходными рядами наблюдений, так и между различными масштабами коэффициентов вейвлет-преобразования W .

1. Методические основы вейвлет-преобразования

Суть вейвлет-преобразования заключается в том [1], что если задана непрерывная функция $f(t)$, то ее можно представить в виде разложения:

$$f(t) = C_{\psi}^{-1} \iint W(a, b) \psi_{ab}(t) \frac{da db}{a^2}. \quad (1)$$

Здесь $\psi_{ab}(t) = a^{-1/2} \psi[(t-b)/a]$ – базис разложения, полученный с помощью непрерывных масштабных преобразований и переносов «материнского» вейвлета $\psi(t)$ с произвольными значениями базисных параметров – масштабного коэффициента a и параметра сдвига b . Материнский вейвлет $\psi(t)$ представляет собой солитонобразную функцию, выбор которой зависит от специфики решаемой задачи и детально обсуждается в [2]. Ниже мы будем использовать хорошо локализованный во временном и частотном пространствах вейвлет Морле [4]:

$$\psi(t) = e^{is_0 t} e^{-t^2/2}, \quad (2)$$

использование которого позволило авторам [4] корректно воспроизвести колебательную структуру палеоклиматических данных. Параметр s_0 в (2) определяет количество колебаний вейвлета и, как правило, выбирается равным $\pi(2/\ln 2)^{1/2} = 5,366$.

Вейвлет-преобразование сигнала $f(t)$ определяется как преобразование, обратное к (1):

$$W(a, b) = \frac{1}{\sqrt{a}} \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \psi_{ab}^*(t) dt. \quad (3)$$

Коэффициенты $W(a, b)$ малы в тех областях, где функция $f(t)$ гладкая, и принимают большие значения в областях экстремумов.

Реальные ряды наблюдений часто имеют дискретный характер по времени. Дискретный вариант вейвлет-преобразования сигнала X_n можно записать в следующем виде [5]:

$$W_k(s) = \sum_n^{N-1} X_n \psi^* \left[\frac{(k-n)\delta t}{s} \right], \quad (4)$$

где $W_k(s)$ – коэффициенты вейвлет-преобразования; s – масштаб (частота); k – смещение по временной оси; δt – интервал между соседними измерениями; ψ – вейвлет-функция; * – знак комплексного сопряжения.

Вместо (1) может быть записано эквивалентное выражение

$$W_k(s) = \sum_n^{N-1} \hat{X}_n \hat{\psi}^*(s\omega_n) e^{i\omega_n k}, \quad (5)$$

$$\text{где } \hat{\psi}(s\omega_n) = \left(\frac{2\pi s}{\delta t} \right)^{1/2} \hat{\psi}_0[s\omega_n], \quad \int_{-\infty}^{\infty} |\hat{\psi}_0(\omega)|^2 d\omega = 1;$$

знак $(\hat{\cdot})$ обозначает Фурье-образ; N – количество точек в ряду; ψ_0 – базисная вейвлет-функция (2).

Для взаимного анализа рядов X_n и Y_n были использованы следующие оценки: *шкально-усредненный спектр* $|\bar{W}_k^-(\bar{s})|$, представляющий собой взвешенную сумму вейвлет-спектра от шкалы s_1 до шкалы s_2 , *вейвлет кросскорреляционная функция* $C_{\tau}^{XY}(s)$ и *вейвлет кросскорреляционная функция* $R_{\tau}^{XY}(s)$ для шкалы s и смещения (лага) τ [1, 6]:

$$\bar{W}_k^-(\bar{s}) = \frac{1}{(j_2 - j_1)} \sum_{j=j_1}^{j_2} \frac{|W_k(s_j)|}{s_j}; \quad (6)$$

$$C_{\tau}^{XY}(s) = \text{cov}\{W_k^X(s) W_{k+\tau}^Y(s)\};$$

$$R_{\tau}^{XY}(s) = C_{\tau}^{XY}(s) / (C_0^{XX}(s) C_0^{YY}(s))^{1/2}. \quad (7)$$

Шкально-усредненные вейвлет-спектры позволяют определять модуляцию одного временного ряда другим рядом или модуляцию одной отобранной частоты (шкалы) другой частотой (шкалой) как между различными рядами, так и внутри одного и того же ряда.

Доверительный интервал рассчитанной энергии спектра вейвлет-преобразования определялся (аналогично теореме Парсевалья) как вероятность того, что истинный вейвлет-спектр при заданных смещении t и шкале s находится внутри интервала с оцененным вейвлет-спектром мощности:

$$\begin{aligned} \frac{2}{\chi_2^2(p/2)} &= |W_k(s)|^2 \leq W_k^2(s) \leq \\ &\leq \frac{2}{\chi_2^2(1-p/2)} |W_k(s)|^2, \end{aligned} \quad (8)$$

где $W_k^2(s)$ – истинный вейвлет-спектр; p – уровень значимости ($p = 0,01$ для 99% доверительного интервала); $\chi_v^2(p/2)$ – распределение «хи-квадрат» с v степенями свободы.

Проверка значимости полученных оценок вейвлет-спектра мощности производилась на основе сравнений границ доверительной вероятности рассчитанной плотности энергии (8), границ доверительных интервалов «белого» и «красного» шумов при доверительной вероятности 99%. «Красный» шум моделировался процессом авторегрессии первого рода $X_n = 0,7X_{n-1} + Z_n$, где $X_0 = 0$, Z_n – «белый» шум. Согласно полученным оценкам величины локальных максимумов даже для масштаба 8–16 лет являются значимыми.

2. Вейвлет-анализ рядов температуры и индекса Южного Колебания

Распределения абсолютных значений коэффициентов вейвлет-преобразования $|W_k(s)|$ для рассмотренных температурных рядов показаны на рис. 1. Из

вида распределений следует, что им присущи как общие черты, так и отличия. Для удобства изложения далее будем говорить о масштабах колебаний 5, 11, 22, 30, 40, 50 и 100 лет, имея при этом в виду, что истинные масштабы находятся в пределах, указанных в табл. 1. Пожалуй, наиболее общей чертой является

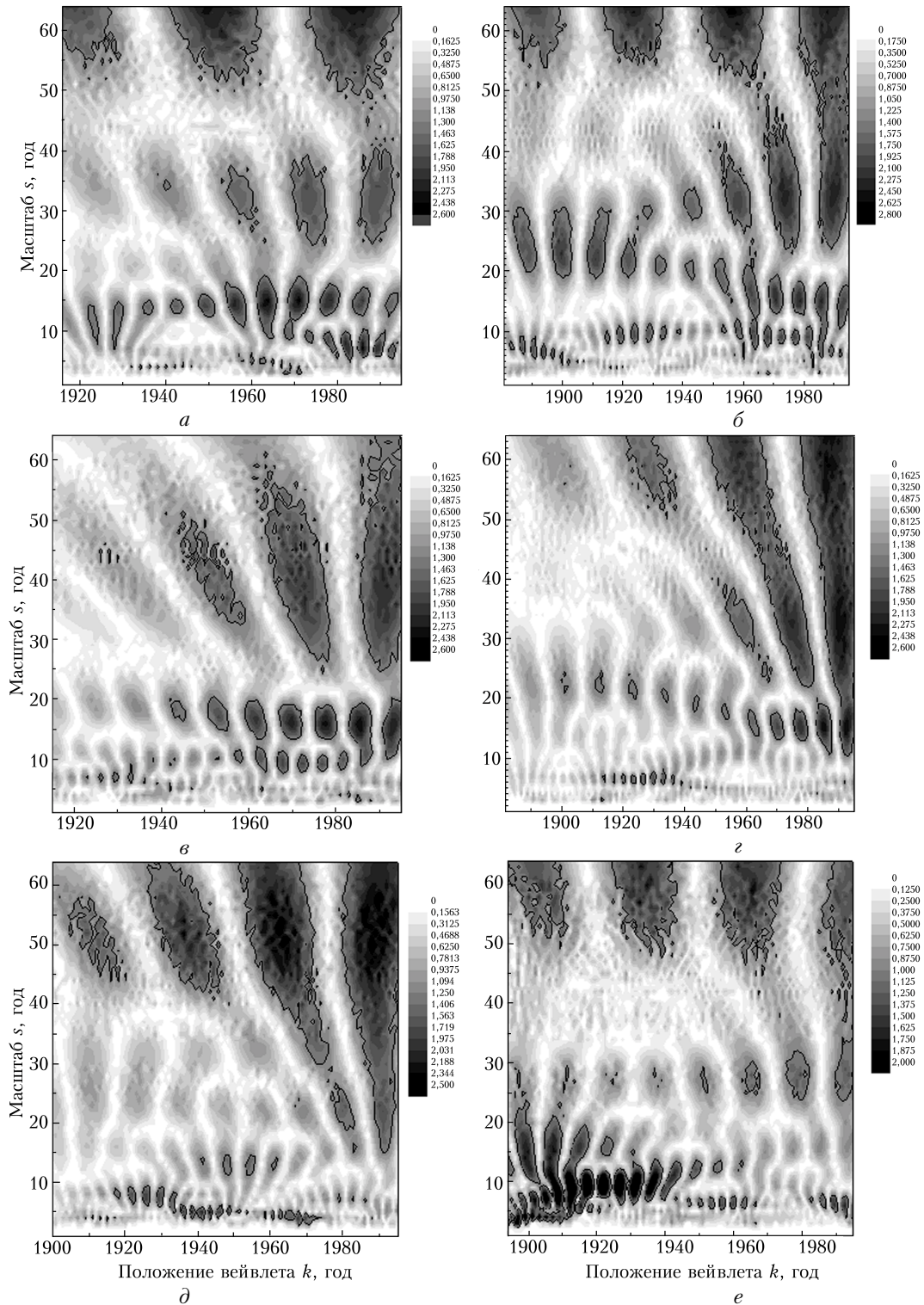


Рис. 1. Картина распределения $|W_k(s)|$ для Омска (*a*), Томска (*б*), Красноярска (*в*), Иркутска (*г*), Благовещенска (*д*), Петропавловска-Камчатского (*е*)

Таблица 1

Периодичности температур и геофизических индексов									
Периодичность, лет	SOI	T_O	T_T	T_K	T_{II}	T_B	T_{II}	Ap	W
5	4–10	3–7	3–7	3–7	3–7	3–8	3–7		
11	10–16	8–12	8–12	8–12	8–12	10–16	8–12	7–13	7–14
22	18–28	13–24	13–24	13–24	13–24	18–28	14–20	14–20	
30	–	28–40	28–40		28–40	28–40	23–35	23–46	22–40
40	–	–	–	28–55	–	–	–	–	–
50	30–60	50–64	50–64	–	50–64	45–60	50–64	–	40–60
100	–	–	–	–	–	–	–	–	85–115

наличие крупномасштабной колебательной структуры, центрированной на масштабах 50–60 лет. Вопрос о существовании колебаний такого масштаба как глобального климатического признака обсуждался в работе [7]. Анализируя продолжительные температурные ряды для Северной Европы, авторы этой работы не нашли убедительного подтверждения предположению о выраженной периодичности (с периодом ≈ 60 лет) изменения температуры воздуха в Европе. В нашем случае периодичность такого масштаба представлена во всех случаях, однако в ее универсальности заставляет усомниться существование (до уровня ≈ 45 лет) смещение масштаба низкочастотных колебаний для Красноярска (рис. 1, *в*). Несколько меньшее (до уровня ≈ 52 лет) смещение имеет место и для Благовещенска (рис. 1, *д*). Существование таких смещений ясно указывает на влияние местных условий. В области промежуточных масштабов наблюдается более разнообразная картина распределений. Для Омска (рис. 1, *а*) отчетливо выражена периодичность с масштабом 28–40 лет, причем значения $|W_k(s)|$ в этих масштабах нарастают от начала к концу анализируемого периода.

Для Томска (рис. 1, *б*) с начала века характерна периодичность 20–30 лет; начиная примерно с 1930 г. она расщепляется на восходящую и нисходящую по масштабам ветви. Первая формирует к концу XX в. колебания масштаба 28–40 лет, вторая – колебания масштаба 13–24 лет. В Красноярске (см. рис. 1, *в*) стабильные колебания по всей временной оси имеют место в масштабе 13–24 года. Кроме того, для этого города отчетливо выражена 11-летняя периодичность. В Иркутске (рис. 1, *з*) колебания масштаба 28–40 лет начинают формироваться примерно с 1940 г. Имеющая в начале века место периодичность с масштабом 20–30 лет трансформируется по отчетливо выраженному линейному закону в периодичность масштаба 13–24 года к концу XX в. В Благовещенске (см. рис. 1, *д*) колебания промежуточных масштабов выражены слабо. В Петропавловске-Камчатском (рис. 1, *е*) отчетливо выражена периодичность масштаба 23–35 лет. Кроме того, в первой половине века присутствует хорошо сформированная структура с масштабом примерно 10 лет. Что касается масштабов менее 10 лет, то соответствующие квазипериодические структуры наблюдаются в каждом рассмотренном случае. Однако, как справедливо отмечено в [1], анализ колебаний таких масштабов требует в качестве исходных данных среднемесячных, а не среднегодовых температур.

В работе [8] отмечается, что наибольший вклад в межгодовую климатическую изменчивость вносит явление Эль-Ниньо/Южное Колебание (ЭНЮК), которое наблюдается в тропической зоне примерно каждые 2–7 лет и вызывает статистически значимый отклик в различных районах земного шара. В [8] подробно обсуждаются различные пути выбора индексов, описывающих явление ЭНЮК. В этой работе используется индекс Южного Колебания, обозначаемый как SOI. Этот индекс представляет собой разность нормализованных аномалий давления на станциях Таити (17° с.ш. и 15° з.д.) и Дарвин (12° с.ш. и 150° в.д.) и описывает аномалии приземного атмосферного давления вдоль тропической зоны. Ряд среднегодовых значений этого индекса за период 1882–2000 гг. показан на рис. 2, *а*, а распределение его абсолютных значений коэффициентов вейвлет-преобразования $|W_k(s)|$ – на рис. 2, *б*.

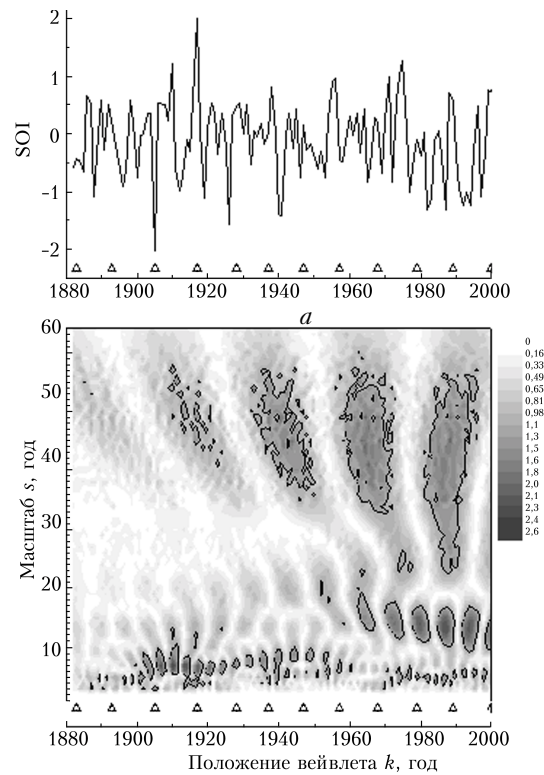


Рис. 2. Межгодовая изменчивость индекса Южного Колебания SOI (*а*) и амплитудный спектр вейвлет-преобразования $|W_k(s)|$ (*б*). Стрелками указаны максимумы чисел Вольфа в 11-летнем цикле

Анализ последнего рисунка показывает, что имеет место периодическая структура, масштаб которой линейно уменьшается от 40–60 лет в начале века до 30–50 лет в конце. В области промежуточных масштабов слабо выраженная периодичность с масштабом 18–22 года расщепляется в 1940 г. на восходящую и нисходящую ветви, причем последняя является наиболее ярко выраженной в 1960–2000 гг. В области малых масштабов просматривается квазипериодическая структура масштаба 4–10 лет, усиление которой приходится на промежуток 1900–1920 гг., т.е. на тот интервал времени, в котором отмечаются особо резкие колебания температур и индекса SOI.

В табл. 1 дана сводная информация о масштабах периодичностей в рядах исследуемых величин. Минимальный масштаб 3–7 лет наблюдается в изменениях приземных температур городов, а масштаб 4–10 лет наблюдается в изменениях ряда SOI. Периодические структуры масштаба 11 и 22 года присутствуют во всех температурных рядах и в ряде SOI. Периодические структуры масштаба 30 лет присутствуют только в температурных рядах. Исключение составляет г. Красноярск, отличающийся наличием 40-летней периодичности. Периодические структуры масштаба 50 лет присутствуют в ряде SOI и в температурных рядах всех городов, за исключением Красноярска.

Мы попытались оценить корреляционные связи между температурными рядами и рассмотренными прямыми и косвенными индексами геофизической активности. Для того чтобы определить значимость полученных оценок, были найдены доверительные границы рассчитанных корреляционных функций и одиночных кор-

реляций белого шума [9]. Предварительно были нормализованы анализируемые ряды. Для определения стандартных отклонений выборочных корреляционных функций использовалось выражение стандартного отклонения выборочного коэффициента корреляции, имеющего нормальное распределение $(1 - R^2)/\sqrt{N}$. Стандартное отклонение выборочной оценки одиночного значения коэффициента корреляции полагалось равным $1/\sqrt{N}$. Доверительные границы оценивались по коэффициенту Стьюдента при доверительной вероятности 99%.

В табл. 2 приведены выборочные коэффициенты корреляции рядов приземных температур T гг. Омска, Томска, Красноярска, Иркутска, Благовещенска и Петропавловска-Камчатского друг с другом и с рядом ЭНЮК. В ячейках приведены также доверительные границы рассчитанных коэффициентов корреляций. Анализ табл. 2 показывает, что значимых коэффициентов корреляции между рядами приземной температуры T и рядом ЭНЮК нет. Значимая положительная корреляция 0,60–0,89 наблюдается между рядами приземных температур для четырех городов сибирского региона (городов, расположенных в континентальной климатической зоне) и незначимая 0,39 – для двух городов дальневосточного региона. Также незначима корреляция (0,15–0,39) между сибирскими городами и Петропавловском-Камчатским. Связь между температурным рядом Благовещенска и температурными рядами сибирских городов выражена более сильно – 0,55–0,69.

Следующим этапом анализа был расчет *вейвлет кросскорреляционной функции* $R_{\tau}^{XY}(s)$ (7) по *шкально-усредненным* вейвлетам (6). Результаты расчетов приведены в табл. 3.

Таблица 2

Коэффициенты корреляции исходных рядов						
Характеристика	T_O	T_T	T_K	$T_{И}$	T_B	$T_{П}$
SOI	-0,08±0,59	-0,11±0,49	-0,18±0,58	-0,22±0,48	0,03±0,54	0,06±0,52
T_O	1	0,85±0,38	0,71±0,44	0,60±0,41	0,55±0,46	0,29±0,50
T_T		1	0,89±0,36	0,69±0,38	0,54±0,46	0,17±0,52
T_K			1	0,86±0,31	0,65±0,47	0,30±0,57
$T_{И}$				1	0,69±0,42	0,15±0,52
T_B					1	0,39±0,50
Ar	0,10±0,67	0,04±0,67	0,13±0,67	0,11±0,67	0,13±0,67	0,09±0,67
W	0,03±0,60	0,05±0,49	0,02±0,59	0,11±0,49	0,18±0,53	0,20±0,51

Таблица 3

Коэффициенты корреляции периодичностей							
Характеристика	Периодичность, лет	T_O	T_T	T_K	$T_{И}$	T_B	$T_{П}$
1	2	3	4	5	6	7	8
SOI	5	0,19±0,59	0,07±0,49	-0,12±0,59	-0,21±0,48	0,09±0,54	0,37±0,49
	11	-0,16±0,59	-0,26±0,48	-0,24±0,58	-0,45±0,44	0,18±0,53	0,11±0,52
	22	-0,44±0,54	-0,40±0,45	-0,28±0,57	-0,43±0,45	-0,50±0,47	-0,52±0,45
	30	-0,28±0,57	-0,33±0,46		-0,39±0,46	-0,64±0,43	-0,01±0,52
	40			-0,78±0,41			
T_O	5	1	0,85±0,38	0,61±0,49	0,30±0,57	0,37±0,56	0,40±0,55
	11	1	0,88±0,37	0,72±0,44	0,67±0,46	0,23±0,58	-0,24±0,58
	22	1	0,89±0,36	0,70±0,45	0,59±0,49	0,04±0,60	0,56±0,50
	30	1	0,97±0,32	0,74±0,43	0,95±0,33	0,90±0,35	0,27±0,57
	50	1	0,91±0,35	-0,14±0,59	0,84±0,39	0,44±0,54	0,37±0,49

1	2	3	4	5	6	7	8
T_T	5		1	0,81±0,40	0,51 ±0,43	0,42±0,49	0,27±0,51
	11		1	0,81±0,40	0,75 ±0,35	0,04±0,54	-0,17±0,52
	22		1	0,87±0,37	0,81 ±0,33	0,24±0,53	0,18±0,52
	30		1	0,79±0,41	0,95 ±0,27	0,91±0,32	0,25±0,51
	50		1	0,13±0,59	0,92 ±0,29	0,67±0,42	0,68±0,40
T_K	5			1	0,86±0,37	0,63±0,48	0,30±0,57
	11			1	0,90±0,35	0,08±0,59	-0,11±0,59
	22			1	0,90±0,35	0,15±0,59	0,79±0,41
	30			1	0,84±0,38	0,90±0,35	0,34±0,56
	50			1	0,21±0,58	0,47±0,53	0,42±0,54
T_H	5				1	0,59±0,45	0,08±0,52
	11				1	0,06±0,54	-0,28±0,50
	22				1	0,56±0,46	0,35±0,49
	30				1	0,91±0,32	0,41±0,48
	50				1	0,85±0,35	0,82±0,35
T_B	5					1	0,43±0,49
	11					1	0,34±0,51
	22					1	0,05±0,54
	30					1	0,17±0,53
	50					1	0,92±0,31
Ar	11	0,12±0,67	-0,02±0,67	0,25±0,65	0,41±0,62	0,32±0,64	0,11±0,67
	22	-0,03±0,67	0,30±0,64	0,55±0,57	0,54±0,57	0,05±0,67	0,66±0,53
	30	0,67±0,52	0,62±0,54	0,74±0,49	0,57±0,56	0,75±0,48	-0,35±0,63
W	11	-0,25±0,58	-0,25±0,48	-0,23±0,57	-0,27±0,48	0,30±0,52	0,45±0,47
	30	0,80±0,41	0,67±0,38	0,73±0,44	0,67±0,38	0,72±0,40	0,18±0,52
	50	-0,41±0,55	-0,09±0,49	0,89±0,36	-0,04±0,49	0,27±0,52	0,18±0,52

В графах таблицы содержатся значения корреляционной функции при смещении, равному нулю. Жирным шрифтом выделены ячейки со значимыми при доверительной вероятности 99% значениями корреляции.

Анализ полученных результатов показывает следующее:

1) Наблюдаются значимые отрицательные, в основном, корреляции между периодичностями температурных рядов и периодичностями ряда ЭНЮК. Количество коррелирующих периодичностей увеличивается с одной (Красноярск) до двух-трех (Иркутск, Благовещенск, Петропавловск-Камчатский) по мере близости к океану.

2) Обращают на себя внимание высокие и значимые величины корреляционной функции $R_0^{XY}(s)$, полученные для периодичностей рядов приземной температуры. Для пяти городов – Омск, Томск, Красноярск, Иркутск и Благовещенск – наблюдаются высокие значимые корреляции между городами-«соседями» (разница в географической широте менее 12° у сибирских городов-«соседей» и 23° между Иркутском и Благовещенском) почти по всем используемым периодичностям. Связь этих городов с Петропавловском-Камчатским (41,6° географической широты только до Благовещенска) выражается в существовании одной корреляции между периодичностями: для Омска, и Красноярска – 22-летняя периодичность, а для Томска, Иркутска и Благовещенска – 50-летняя периодичность.

Таким образом, применение вейвлет кросскорреляционного анализа позволило установить, что связи между температурным рядом и рядом SOI имеют зна-

чимую, превышающую 0,5, антикорреляцию для периодичностей, размеры которых не менее 11 лет. Связи температурных рядов характеризуются положительной корреляцией почти по всем периодичностям между городами-«соседями», расположенными в континентальной климатической зоне, и единственной корреляцией, причем на периодичностях не менее 22 лет, между Петропавловском-Камчатским, расположенным на берегу Тихого океана, и континентальными городами.

3. Вейвлет-анализ рядов чисел Вольфа и индекса геомагнитной активности Ар

На рис.3 представлены ряды среднегодовых чисел Вольфа за период 1700–2000 гг. и соответствующий спектр мощности вейвлет-преобразования. Видно, что 11-летний цикл отчетливо представлен на всей временной оси. Ярко выраженное нарушение масштабов в этом цикле приходится на интервал 1775–1825 гг., в котором имеется смещение в сторону больших частот. В промежутке 1700–1850 гг. наблюдается хорошо выраженная периодичность со средним масштабом 55 лет. Существование такого цикла было отмечено при исследовании кривых гистерезиса, связывающих точки соседних 11-летних циклов на диаграмме максимальное число Вольфа – длина цикла [10]. После 1850 г. эта периодичность нарушается, а с 1925 г. начинает формироваться периодичность с масштабом 30 лет. Формирование этой периодичности сопровождается существенным возрастанием мощности вейвлет-преобразования в 11-летнем цикле. Можно сказать, что

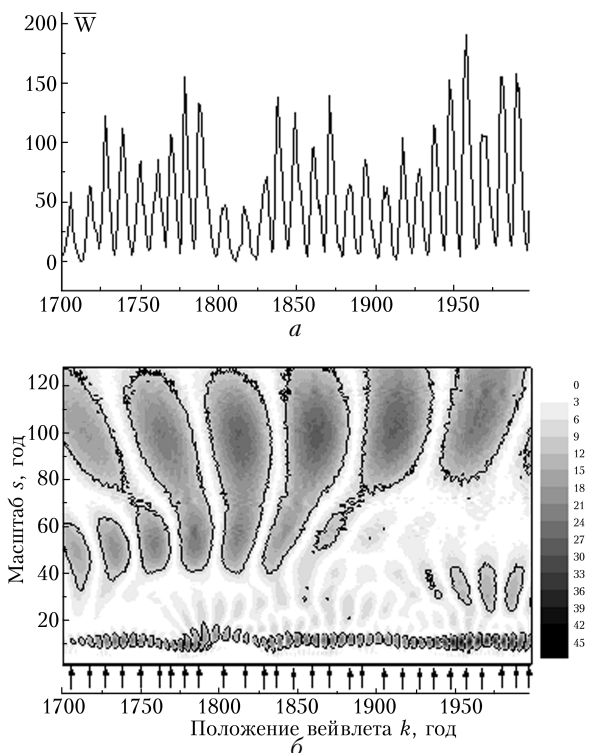


Рис. 3. Ряд среднегодовых чисел Вольфа за период 1700–2000 гг. (а) и распределение $|W_k(s)|$ для ряда чисел Вольфа (б). Стрелками указаны максимумы чисел Вольфа в 11-летнем цикле

колебания больших (30, 55 лет) масштабов возникают тогда, когда имеют место явно выраженные нарушения в 11-летнем цикле, причем эти нарушения могут выражаться как в изменении расстояний между пиками, так и в изменении их амплитуды. Что касается 22-летней периодичности, то она для исследованного ряда не проявляется, как не проявляется и выявленная в ряде исследований периодичность масштаба 5,5 года [11].

Были проанализированы также ряды наблюдений для геомагнитного индекса Ар. Картина распределения для Ар приведена на рис. 4. Обращает на себя внимание нарушение 11-летней периодичности в период 1960–1980 гг. Четкой, хотя и слабо выраженной является периодичность с масштабом 15–20 лет. Периодичность с масштабом 30–40 лет является доминирующей, причем максимальное значение $|W_k(s)|$ наблюдается между 1950 и 1960 гг.

Анализируя табл. 1, можно заметить, что минимальный масштаб 3–8 лет, наблюдаемый в изменениях температурных рядов и ряде SOI, отсутствует в рядах индексов W и Ар. Периодические структуры масштаба 11 присутствуют в индексах W и Ар, а периодичности масштаба 22 лет – только в структуре Ар. Для чисел Вольфа слабо выраженные колебания этого масштаба имеют место на ограниченном временном интервале между 1775 и 1925 гг. Числа Вольфа и геомагнитный индекс Ар обнаруживают периодичности масштаба 30 лет. Масштаб, равный 50 годам, отмечается в рядах W. Наконец, вековой цикл масштаба

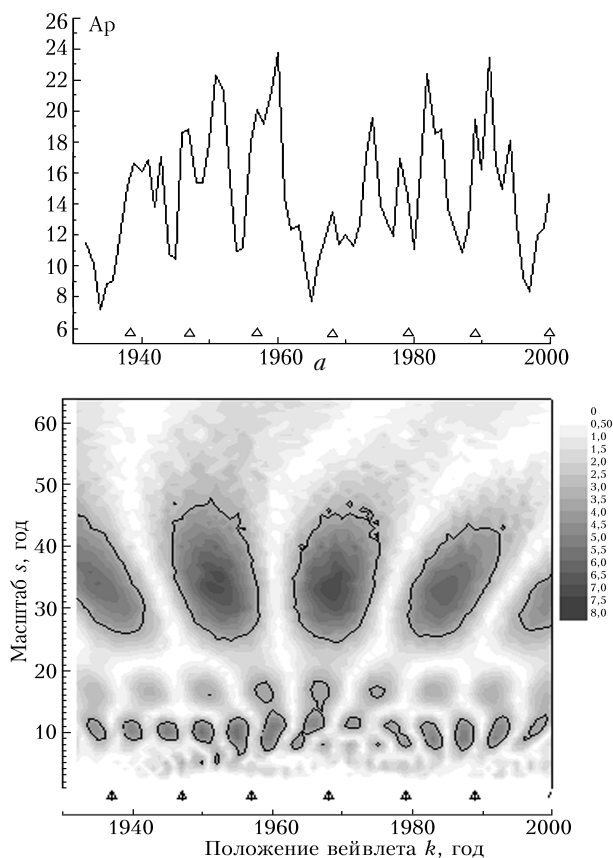


Рис. 4. Ряд геомагнитного планетарного индекса Ар за период 1932–2001 гг. (а) и распределение $|W_k(s)|$ для ряда Ар (б). Стрелками указаны максимумы чисел Вольфа в 11-летнем цикле

100 лет четко проявляется для ряда W. Возможно, что вековой цикл характерен и для других индексов, однако он не может быть выявлен из-за ограниченности соответствующих временных рядов.

Мы попытались по методике, изложенной в предыдущем разделе, оценить корреляционные связи между температурными рядами и рассмотренными индексами W и Ар. Анализ полученных результатов (см. табл. 2–3) показал следующее:

1) Значимая корреляция между исходными рядами приземных температур и рядами W и Ар отсутствует.

2) Наблюдается значимая по 99%-му уровню положительная корреляция между периодичностями температурных рядов всех городов и периодичностями ряда Ар. Периодичности с 30-летним масштабом коррелируют в случае, если города расположены на материке: Омск, Томск, Красноярск, Иркутск и Благовещенск. Для Петропавловска-Камчатского проявляется связь 22-летних периодичностей температурных рядов и периодичностей ряда Ар.

3) Значимые, при доверительной вероятности 99%, положительные корреляции характеризуют связи периодичностей температурных рядов материковых городов и периодичностей чисел Вольфа. Периодичности температурного ряда города Красноярск и периодичности W коррелируют по двум масштабам –

30 и 50 лет. Периодичности температурных рядов Омска, Томска, Иркутска и Благовещенска коррелируют с периодичностями ряда *W* в масштабе 30 лет.

Заклучение

Выполненный выше анализ показал, что в межгодовой изменчивости температурных рядов для рассмотренных городов присутствуют периодические структуры с различными масштабами колебаний. Колебания масштаба 5, 11, 22 года в той или иной мере присутствуют во всех температурных рядах. При этом, как мы уже отмечали выше, анализ колебаний масштаба 5 лет требует отдельного подхода. Что касается периодичностей масштаба 11 и 22 года, то они отчетливо выражены на всей временной оси лишь для некоторых городов, например, примерно 14-летняя периодичность для Омска и 20-летняя периодичность для Красноярска. В остальных случаях мы имеем дело либо со слабовыраженными периодичностями таких масштабов, либо с их фрагментами. Масштабы 30, 40 и 50 лет присутствуют, как это видно из табл. 1, только в отдельных рядах либо в группах рядов.

Из изложенного следует, что в рассмотренном случае отсутствуют температурные колебания, имеющие глобальный характер либо характерные для рассмотренного региона. Это могло бы быть аргументом в пользу того, что движущая сила этих периодичностей расположена внутри климатической системы, а одним из явлений, вызывающих такую силу, могло бы быть явление Эль-Ниньо/Южное Колебание. Однако против такого аргумента свидетельствуют два факта. Во-первых, как это следует из табл. 2, отсутствует значимая корреляция между исходными рядами SOI и температур. Во-вторых, табл. 3 показывает, что значимая (по уровню 99%) корреляция между периодичностями различных масштабов в температурных рядах и ряде индекса SOI является скорее исключением, чем правилом. Отметим, что во всех случаях при этом знак корреляции является отрицательным. Напротив, высокая положительная корреляция имеет место между периодичностью в 30 лет в геомагнитном ряде *Ap* и ряде чисел Вольфа и соот-

ветствующими периодичностями в температурных рядах всех городов, за исключением Петропавловска-Камчатского. Это тот случай, когда воздействие гелиофизических факторов не носит универсального характера.

В целом выполненный анализ показал, что в динамике климатической системы наблюдаются колебания, отвечающие нелинейным и нестационарным процессам, имеющим связь с внутренними и внешними форсингами, хотя для окончательного выявления природы этих колебаний требуются дополнительные исследования.

1. *Астафьева Н.М.* Вейвлет-анализ: основы теории и примеры применения // Успехи физ. наук. 1996. Т. 166. № 11. С. 1145–1170.
2. *Дремин И.М., Иванов О.В., Нечитайло В.А.* Вейвлеты и их использование // Успехи физ. наук. 2001. Т. 171. № 5. С. 465–501.
3. *Ипполитов И.И., Кабанов М.В., Логинов С.В.* Применение вейвлет-преобразований для анализа межгодовых колебаний приземной температуры воздуха в Томске и солнечной активности // Оптика атмосф. и океана. 2001. Т. 14. № 4. С. 280–285.
4. *Liu H.S., Chao B.F.* Wavelet Spectral Analysis of the Earth's Orbital Variations and Paleoclimatic Cycles // J. Atmos. Sci. 1998. V. 55. № 2. P. 227–236.
5. *Torrence C., Compo G.P.* A Practical Guide to Wavelet Analysis // Bull. Amer. Meteorol. Soc. 1998. V. 79. № 1. P. 61–78.
6. *Whitcher B., Guttorp P., Percival D.B.* Wavelet analysis of covariance with application to atmospheric time series // J. Geophys. Res. D. 2000. V. 105. № 11. P. 14.941–14.962.
7. *Доценко Н.М., Сонечкин Д.М., Табалова М.В.* Сезонные различия в длинных рядах приземной температуры воздуха в Европе // Метеорол. и гидрол. 2000. № 7. С. 33–41.
8. *Груза Г.В., Ранькова Э.Я., Клещенко Л.К., Аристова Л.Н.* О связи климатических аномалий на территории России с явлением Эль-Ниньо – Южное Колебание // Метеорол. и гидрол. 1999. № 5. С. 32–51.
9. *Дженкинс Г., Ваттс Д.* Спектральный анализ и его приложения. Т. 1. М.: Мир, 1971. 318 с.
10. *Витинский Ю.И.* Солнечная активность. М.: Наука, 1983. 182 с.
11. *Герман Дж.Р., Голдберг Р.А.* Солнце, погода и климат. Л.: Гидрометеоздат, 1981. 319 с.

I.I. Ippolitov, M.V. Kabanov, S.V. Loginov. Wavelet transform as applied to analysis of natural and climatic systems.

Wavelet analysis was applied to investigation of oscillation structures in interannual variability of the temperature series (*T*) in Omsk, Tomsk, Krasnoyarsk, Irkutsk, Blagoveshchensk, and Petropavlovsk-Kamchatsky. The scales revealed are grouped near 5, 11, 22, 30, and 50 years. The same analysis was applied to the time series of South Oscillation Index (SOI), Wolf numbers (*W*), and geomagnetic index (*Ap*). The correlations were investigated both between initial *T*, SOI, *W*, *Ap* series and periodicity of different scales. Sufficient correlation (by the level of 99%) was revealed only between the temperature series for the cities situated in the continental zone. On the scale of 30 and 50 years, a significant negative correlation was revealed between separate SOI periodicities and temperature series, while a significant positive correlation was found between *W*, *Ap*, and temperature series.