

СЕЗОННАЯ СТРУКТУРА ПОЛЯ ТРЕНДА ТЕМПЕРАТУРЫ АЛТАЯ

Н. Н. Чередыко, А. И. Кусков

Институт мониторинга климатических и экологических систем СО РАН, Россия

Поступила в редакцию 6 апреля 2009 г.

Аннотация: На основании средней месячной температуры воздуха на 24 станциях Алтая отслежена структурно-временная изменчивость поля тренда температуры. Выявлено, что значение скорости изменения амплитуды в зависимости от средней температуры может как повышаться, так и понижаться при повышении средней температуры на различных станциях, что определяет характеристики трендов в годовом ходе. Тренды календарных месяцев формируются не только за счет закономерных изменений (сезонный тренд), но и за счет более изменчивой составляющей – тренда аномалий. В работе реализован метод, который позволяет выявлять периоды с относительно однородным поведением температуры для вычисления трендов. При этом привлекаются гармоники низкочастотной составляющей. Результаты показали, что тренды, рассчитанные по данным длинных рядов, как минимум, сглаживают реальную картину изменения температуры.

Ключевые слова: структура поля, тренд температуры, сезонный тренд.

Abstract: Based on the average monthly air temperature at 24 stations of the Altai the structural and temporal variability of the temperature trend is studied. It is revealed that the velocity amplitude as a function of average temperature can either grow or decrease along with an increase in the average temperature at different stations, which determines the characteristics of the trend in the annual period. Trends of calendar months are formed not only by regular changes (seasonal trend), but also at the expense of more volatile component – the trend anomalies. The article describes a method that allows to identify periods with relatively homogeneous behavior of the temperature for the calculation of trends. This involves low-frequency harmonic component. The results show that trends calculated according to the data of long lines, at the very least hide the real situation of temperature change.

Key words: structure of the field, the temperature trend, seasonal trend.

Долговременные тенденции изменения температуры исследователи характеризуют, чаще всего, на основании анализа трендов. Трендом называют неслучайную медленно меняющуюся составляющую временного ряда, на которую могут накладываться как детерминированные (сезонные эффекты и т.д.), так и случайные колебания. Такой подход используется в моделях, в основе которых лежит разложение временного ряда на несколько компонент – одна компонента отражает глобальную направленность процесса, а остальные характеризуют воздействие факторов других масштабов [1, 2].

Наиболее часто встречаются ситуации, когда имеются физические предпосылки существования детерминантной составляющей, но отсутствуют аналитические формулы, или в аналитическую формулу входят параметры, определить которые можно, только имея реальный временной ряд. При

исследовании временных рядов неявно предполагается, что временной ряд имеет какую-то структуру, т.е. наблюдения не являются набором совершенно независимых числовых значений. Мы считаем, что структуру ряда можно описать моделью, содержащей небольшое число параметров по сравнению с количеством наблюдений, что важно при использовании модели для прогнозирования. На практике при анализе временных рядов им приписывают свойство эргодичности, основанное на предположении о том, что «единственная реализация случайной функции репрезентативной продолжительности является достаточным опытным материалом для получения ее статистических характеристик» [3].

Мы провели исследование сезонной структуры долговременного тренда, годового хода и аномалий в целом для всего временного ряда, а также выделили однородные периоды изменения температуры внутри ряда. Материалом для анализа

послужили данные по средней месячной температуре на 19 станциях Алтая за период времени с 1962 по 2004 годы.

За основу была взята линейная модель тренда, при которой тренд конкретного месяца можно представить как сумму фонового тренда, относительного тренда сезонной составляющей и относительного тренда аномалий конкретного месяца:

$$Tr(m) = Trf + Trs(m) + Tra(m), \quad (1)$$

где Trf – значение фонового тренда, $Trs(m)$ – скорость изменения сезонной составляющей для конкретного месяца m , $Tra(m)$ – скорость изменения аномалий конкретного месяца m .

На первом этапе получены зависимости амплитуды годового хода от среднего значения температуры для конкретной станции, которые, в целом, и определяют поведение трендов сезонной составляющей. Для этого на основании данных средней месячной температуры строились линейные функции амплитуды годового хода как функции от средней температуры для различных периодов осреднения от 3 до 15 лет.

Первоначально для трехлетнего временного отрезка рассчитывались значения средней температуры и амплитуды годового хода. Затем, со сдвигом в 1 год процедура повторялась. Меняя период осреднения, получали соответствующие зависимости.

Далее, методом наименьших квадратов рассчитывались коэффициенты линейного уравнения, а также коэффициенты корреляции и стандартная ошибка, характеризующая отклонение фактических данных от аппроксимирующих функций.

Для выбора наиболее оптимального периода осреднения было проведено разложение на ортогональные составляющие значений скорости изменения амплитуды годового хода при изменении

температуры на 1°C ($A(T)$). Результаты этого разложения приведены в таблице 1. Кроме собственных векторов (a_1 и a_2) и коэффициентов корреляции (R_1^2, R_2^2) в этой таблице приведены средние значения скорости изменения амплитуды (A) и стандартные ошибки.

Как видно, наиболее приемлем 11-летний период осреднения. Для всех станций он показывает наиболее тесную связь с типовым. Квадрат коэффициента корреляции составляет 0,998.

Нами выделено два типа зависимостей, что до настоящего времени не отмечалось в литературе. Первый тип, когда с увеличением средней температуры увеличивается амплитуда, что в условиях положительного фонового тренда скорость потепления летних месяцев выше, чем зимних. При этом может происходить и похолодание зимних месяцев. На рисунке 1а приведен пример такой зависимости для 11-летнего периода осреднения по данным станции Кара-Тюрек. Второй – уменьшение амплитуды при увеличении средней температуры приводит к более интенсивному потеплению зимних месяцев по отношению к летним (рис. 1б). Как правило, исследователями отмечается именно второй тип зависимости. Следует отметить, что первый тип зависимости является аномальным. Так, согласно работы [2], на основании анализа зависимостей амплитуды от средней температуры для 132 станций, расположенных на Азиатской территории России, и 28 станций, находящихся в Томской области, отмечалось только уменьшение амплитуды с увеличением средней температуры. Кроме того, следует обратить внимание, что шкала температуры для первого типа смещена в сторону более низких температур. С этим может быть связано интенсивное таяние ледников на Алтае в последние годы.

Таблица 1

Результаты разложения скорости изменения амплитуды в зависимости от изменения средней температуры на ортогональные составляющие

Период осреднения, годы	$\bar{A} (T)$	a_1	R_1^2	a_2	R_2^2
3	-0,60	0,20	0,80	0,54	0,58
5	-0,52	0,26	0,90	0,46	0,43
7	-0,48	0,32	0,96	0,34	0,28
9	-0,47	0,38	0,99	0,18	0,12
11	-0,47	0,43	0,998	-0,04	-0,03
13	-0,51	0,47	0,99	-0,27	-0,16
15	-0,53	0,50	0,96	-0,53	-0,28
Собственное число, %		92,68		6,84	

В качестве примера приведем расчеты внутригодового хода фактических трендов и их составляющих для станций Кара-Тюрек и Усть-Улаган, относящихся к разным типам поля скорости изменения амплитуды при изменении средней температуры.

Сезонная составляющая во временных рядах рассчитывалась с использованием соотношения между амплитудой годового хода и средней температурой:

$$Ts(t) = A(t) \cos\left(\frac{2\pi}{12}(t-1)\right) \quad (2)$$

$$A(t) = A(T) \quad (3)$$

Так, для станции Кара-Тюрек $A(T) = 0,26595T + 13,6$ (рис. 1а); для Усть-Улагана $A(T) = 0,7356T + 16,7$ (рис. 1б), где $T = Tr(t) = 0,0013t - 0,0682$, t – номер месяца ($t = 1$ – начало ряда).

Как правило, амплитуду годового хода при условии аппроксимации ее гармонической составляющей принимают постоянной. Тем не менее, как было показано выше (рис. 1а и 1б), она изменяется вместе с изменением средней температуры. В то же время, если средняя температура также изменяется со временем, т.е. отмечается наличие тренда, то и амплитуда будет изменяться со временем. В качестве средней температуры использовали значение фонового тренда.

Аномальная составляющая вычислялась как разность между фактическими значениями и сезонной составляющей. Затем для каждого календарного месяца определялась скорость изменения температуры, как для сезонной, так и для аномальной составляющей.

Как видно из рис. 2а и 2б, тренд сезонной составляющей для первого типа зависимостей в лет-

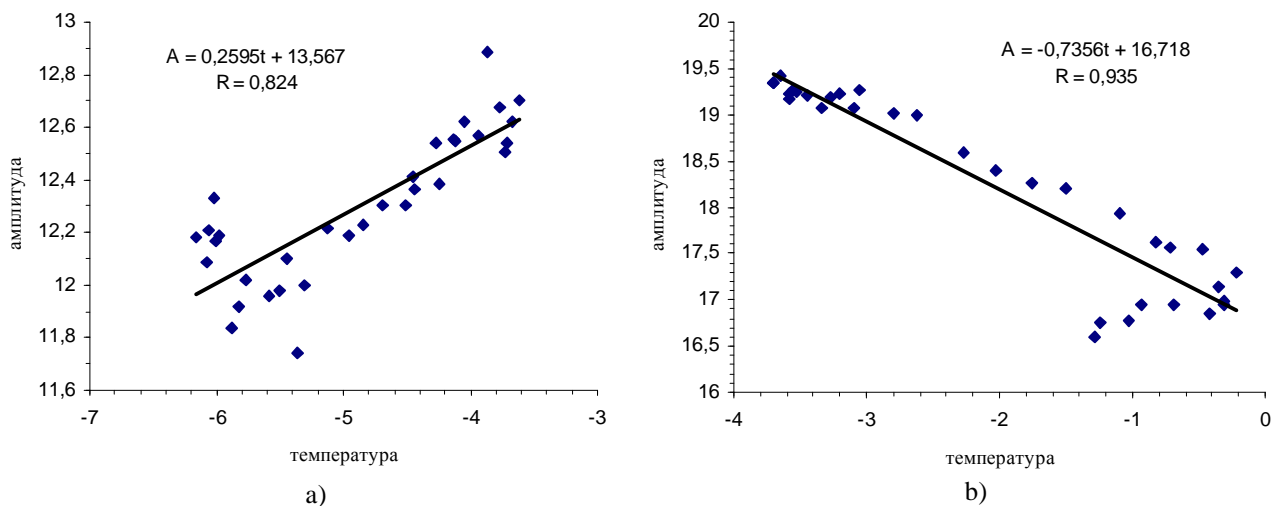


Рис. 1. Зависимость амплитуды годового хода от 11-летних скользящих средних значений температуры для станций а) Кара-Тюрек и б) Усть-Улаган

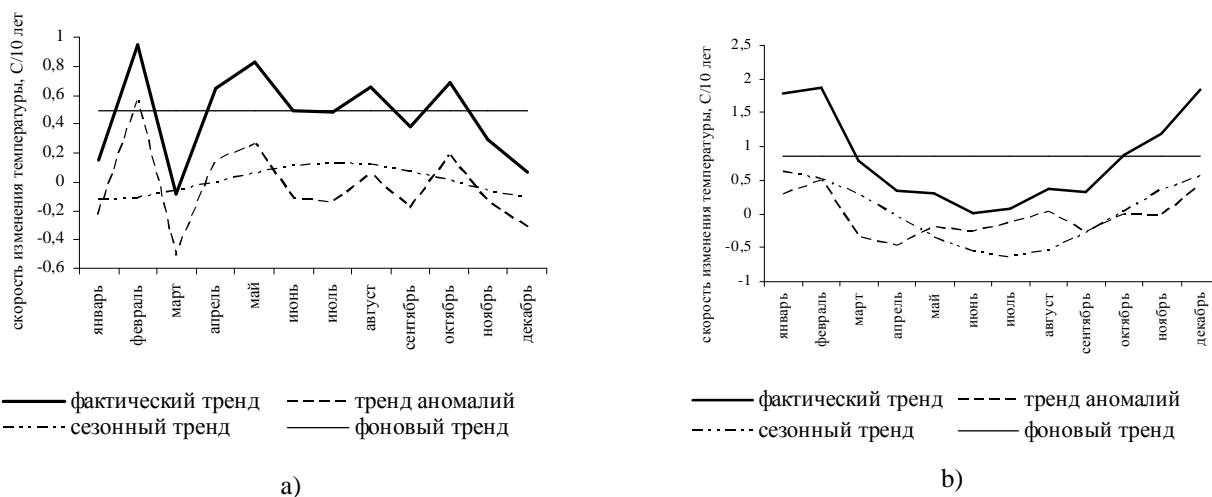


Рис. 2. Структура поля долговременного тренда для станций а) Кара-Тюрек и б) Усть-Улаган

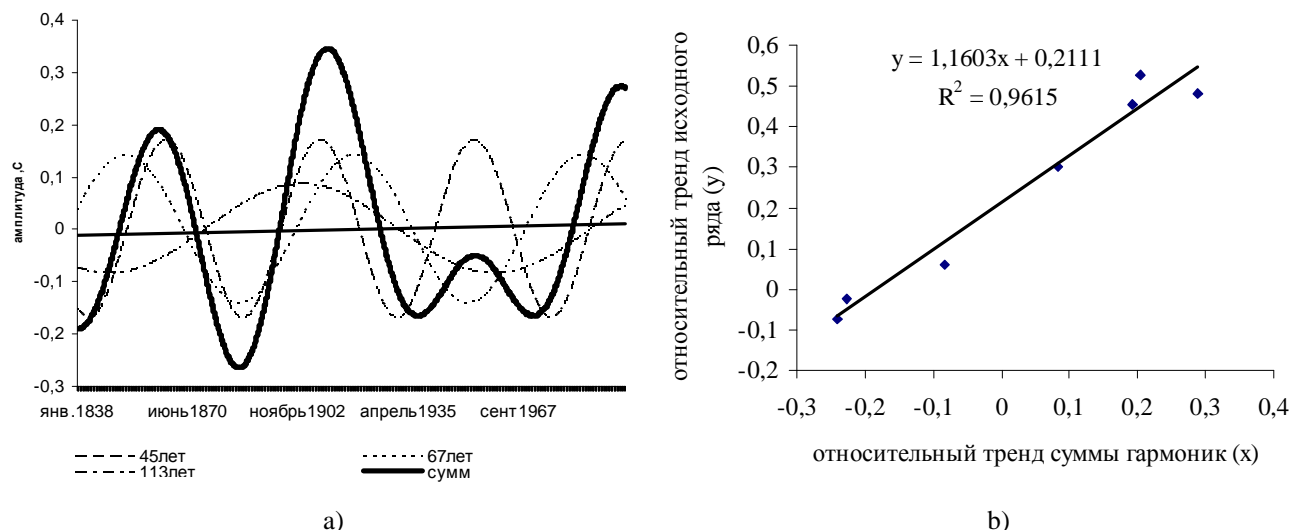


Рис. 3. а) Временной ход гармоник и их суммы;
 б) зависимость тренда суммы гармоник от тренда исходного ряда температуры

ние месяцы положительный, а в зимние – отрицательный. Что подтверждает сделанные нами выше выводы.

Кривые фактического тренда и тренда аномалий идут почти синхронно, т.е можно сказать, что конфигурация годового хода фактического тренда температуры, в основном, определяется аномальной составляющей. А фоновый тренд вместе с сезонной составляющей определяют величину этого изменения.

Таким образом, аномальная составляющая вносит существенный вклад в общую изменчивость температуры, а ее роль в формировании тенденций изменения теплового режима имеет тот же порядок, что и сезонная составляющая.

Произвольным выбором периода для выделения тренда мы сильно сглаживаем картину изменения температуры. Поэтому предлагаем подход, позволяющий выделять периоды с однотипной тенденцией изменения температуры. На примере данных средней месячной температуры на станции Барнаул (продолжительность временного ряда составила 161 год – с 1838 по 1998) выявлены характеристики первых низкочастотных гармоник, три из которых составили 45, 67, 113 лет. Причем эти гармоники выделяются по принципу ранжирования амплитуд. Три гармоники, выбранные нами, значительно отличаются по амплитуде от остальных. Характеристики этих гармоник представлены в таблице 2.

Мы видим, что с увеличением периода амплитуда уменьшается.

Сумма этих гармоник будет характеризовать долговременные изменения температуры внутри исследуемого периода. Гармоники $T_T(t)$ вычислялись по формуле.

$$T_T(t) = a_T \sin\left(\frac{2\pi}{T}(t-1)\right) + b_T \cos\left(\frac{2\pi}{T}(t-1)\right) \quad (4)$$

где T – продолжительность периода, t – время.

На рис. 3 представлен временной ход гармоник и их суммы. По кривой суммы гармоник мы выделили семь сравнительно однородных периодов потеплений и похолоданий. Для каждого из полученных периодов для суммарной гармоник и для исходного ряда средней месячной температуры были рассчитаны долговременные тренды. Тренды суммы гармоник и тренд исходного ряда показывают высокую связность – рис. 2б характеризует качество модели, коэффициент детерминации составил 0,96.

Среднее значение тренда исходного ряда (161 год) составило $0,2^\circ \text{C}/10$ лет. После выделения характерных периодов отмечается высокая их неоднородность.

Таким образом, использование длинных рядов для характеристики тенденций изменения температуры (в частности продолжительностью 161 год) не всегда правомерно. Предложенный метод позволяет выявлять периоды с относительно однородным поведением температуры только лишь с помощью выявления во временном ходе температуры низкочастотной составляющей. Причем, полученная низкочастотная составляющая может

Характеристика гармоник

Гармоника Т, годы	Амплитуда, °С	Составляющие амплитуды	
		a_T	b_T
45	0,17	-0,078	-0,151
67	0,141	0,137	0,035
113	0,085	0,042	-0,074

впоследствии послужить тенденцией динамики (трендом). Итак, при определении начала и конца временного ряда для вычисления линейного тренда целесообразно привлекать гармоники низкочастотной составляющей.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Груза Г.В. Статистика и анализ гидрометеорологических данных / Г.В. Груза, Т.Г. Рейтенбах. – Л.: Гидрометеоздат, 1982. – 215 с.

Черedyкo Наталья Николаевна
младший научный сотрудник лаборатории ГИТ института мониторинга климатических и экологических систем СО РАН, г. Томск, тел. (3822) 49-15-65,
E-mail: atnik3@rambler.ru

Кусков Аркадий Игнат'евич
старший научный сотрудник, кандидат географических наук института мониторинга климатических и экологических систем СО РАН, г. Томск,
тел. (3822) 49-15-65, E-mail: arkus1309@rambler.ru

2. Кусков А.И. Структура и динамика приземного температурного поля над азиатской территорией России / А.И. Кусков, С.Г. Катаев. – Томск: Изд-во Томского гос. пед. ун-та, 2006. – 176 с.

3. Розенберг Г.С. Экологическое прогнозирование (Функциональные предикторы временных рядов) / Г.С. Розенберг, В.К. Шитиков, П.М. Брусилковский. – Тольятти: ИЭВБ РАН, 1994. – 182 с.

Chered'ko Natal'ya Nikolayevna
Junior research worker of the Institute of Monitoring of Climatic and Ecological Systems (IMCES) SB RAS, Tomsk,
tel. (3822) 49-15-65, E-mail: atnik3@rambler.ru

Kuskov Arkadiy Ignat'yevich
Candidate of Geography, senior research worker of the Institute of Monitoring of Climatic and Ecological Systems (IMCES) SB RAS, Tomsk, tel. (3822) 49-15-65,
E-mail: arkus1309@rambler.ru