

УДК 551.582.2

**ИССЛЕДОВАНИЕ ЦИКЛИЧЕСКИХ КОЛЕБАНИЙ В
МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ РЯДАХ СРЕДНЕЙ ГОДОВОЙ
ТЕМПЕРАТУРЫ ВОЗДУХА**

К.Т. Елеуова

По данным метеостанций Западно-Казахстанской области исследованы ряды средней годовой температуры воздуха с помощью автокорреляционного, гармонического и спектрального анализов для выявления периодических флуктуаций и выделения основных спектров.

Выявление циклических колебаний в климатологических рядах имеет важное практическое значение. При исследовании цикличности в метеорологических рядах чаще всего используются методы скользящих средних, интегрально-разностных кривых, автокорреляции, спектрального анализа. В данной работе исследованы ряды наблюдений средней годовой температуры воздуха для получения характеристик цикличности на трех метеостанциях Западно-Казахстанской области.

1 АВТОКОРРЕЛЯЦИОННЫЕ ФУНКЦИИ

Любой временной ряд имеет определенную структуру, которая складывается из следующих основных компонентов [5]:

- трендовой компоненты, характеризующей основную тенденцию уровней ряда;
- циклической или периодической компоненты, характеризующей циклические или периодические колебания изучаемого явления;
- случайной компоненты, которая является результатом воздействия множества случайных факторов

Для выявления структуры ряда строят автокорреляционную функцию. Дело в том, что при наличии во временном ряде трендовой и циклической компоненты значения последующего уровня зависят от предыдущих. Автокорреляция уровней ряда – корреляционная связь между последовательными уровнями одного и того же ряда динамики, сдвинутыми на определенный промежуток времени L – лаг, то есть связь между рядами: $X_1, X_2, X_3, \dots, X_{n+L}$ и $X_{1+L}, X_{2+L}, \dots, X_n$, где L – положительное число.

Автокорреляция может быть измерена коэффициентом автокорреляции:

$$r_{t,t-L} = \frac{\overline{X_t \cdot X_{t-L}} - \overline{X_t} \cdot \overline{X_{t-L}}}{\sigma_t \cdot \sigma_{t-L}}, \quad (1)$$

где $\overline{X_t \cdot X_{t-L}} = \frac{\sum (X_i \cdot X_{i-L})}{n-L}$, $\overline{X_t} = \frac{\sum X_i}{n-L}$ – средний уровень ряда $(X_{1+L},$

$X_{2+L}, \dots, X_n)$, $\overline{X_{t-L}} = \frac{\sum X_{i-L}}{n-L}$ – средний уровень ряда $(X_1, X_2, \dots, X_{n-L})$,

σ_t, σ_{t-L} – среднее квадратическое отклонение, для рядов $(X_{1+L}, X_{2+L}, \dots, X_n)$ и $(X_1, X_2, \dots, X_{n-L})$ соответственно.

Лаг определяет порядок коэффициентов автокорреляции. Если $L = 1$, то имеем коэффициент автокорреляции 1-го порядка $r_{t,t-1}$, если $L = 2$, то коэффициент автокорреляции 2-го порядка и так далее. Следует учитывать, что с увеличением лага на единицу число пар значений, по которым рассчитывается коэффициент автокорреляции, уменьшается на единицу. Поэтому рекомендуется рассчитывать максимальный порядок коэффициента автокорреляции, равный $n/4$. Рассчитав несколько коэффициентов автокорреляции, можно определить лаг (L), при котором автокорреляция ($r_{t,t-L}$) наиболее высокая, выявив тем самым структуру временного ряда. Если наиболее высоким оказывается значение $r_{t,t-1}$, то исследуемый ряд содержит только тенденцию. Если наиболее высоким оказался $r_{t,t-L}$, то ряд содержит (помимо тенденции) колебания с периодом L .

Коэффициент автокорреляции может принимать значения от -1 до +1, он уменьшается по своей абсолютной величине по мере ослабления линейной корреляционной связи. Однако, всегда следует осторожно относиться к заключениям, основанным на значении коэффициента корреляции. В некоторых случаях нельзя категорически говорить о наличии зависимости даже при $|r| \geq 0,9$, если она не может быть объяснена физическими соображениями. Отсутствию корреляционной связи соответствует $|r| \approx 0$.

Согласно методическим указаниям Н.В. Кобышевой [3] по статистической обработке метеорологических рядов надо учитывать следующие обстоятельства:

1) При нормальном распределении с вероятностью 95 % можно утверждать, что коэффициенты корреляции значимы (т.е. связь существует) при следующих значениях r и длине ряда (табл. 1):

Таблица 1

Статистически значимые значения коэффициента автокорреляции r , в зависимости от длины временного ряда

Длина ряда, N	15	30	100	170
Коэффициент корреляции, r	0,42	0,36	0,20	0,15

2) Если ни один из $r_{t,t-l}$ ($l = 1, L$) не является значимым, можно сделать одно из двух предположений:

- либо ряд не содержит тенденции и циклических колебаний, а его уровень определяется только случайной компонентой;

- либо ряд содержит сильную нелинейную тенденцию, для выявления которой нужно провести дополнительный анализ.

3) Автокорреляция может быть как положительной, так и отрицательной:

- положительная автокорреляция означает постоянное в одном направлении действие факторов на результат;

- отрицательная автокорреляция означает разнонаправленное действие факторов на результат, что приводит к отрицательной корреляции между последовательными значениями случайной составляющей.

Для изучения структуры временного ряда средней годовой температуры воздуха были рассчитаны коэффициенты автокорреляции по данным метеостанций (М) Уральск, Аксай и Чапаево за период с 1947 по 2005 гг.

Основное требование использования вышеизложенной методики – это наличие качественных непрерывных наблюдений за температурой воздуха, проверенных на однородность. Коэффициенты автокорреляции с 1 по 15 порядок были рассчитаны для каждой из трех станций по рядам средней годовой температуры воздуха (табл. 2). Таким образом, были получены автокорреляционные функции, представляющие временные ряды коэффициентов автокорреляции, состоящие из 15 членов.

Таблица 2

Коэффициенты автокорреляции средней годовой температуры воздуха за период 1947...2005 гг.

	r		
	Уральск	Чапаево	Аксай
1	0,18	0,26	0,19
2	0,12	0,16	0,11
3	-0,03	0,02	-0,02
4	0,22	0,27	0,24
5	0,07	0,16	0,07

	<i>r</i>		
	Уральск	Чапаево	Аксай
6	0,10	0,17	0,13
7	0,08	0,09	0,08
8	0,12	0,11	0,10
9	0,30	0,27	0,24
10	0,19	0,16	0,20
11	-0,05	0,00	-0,16
12	-0,05	-0,03	-0,11
13	0,03	0,04	-0,02
14	0,08	0,06	0,13
15	0,02	0,06	0,03

Временные ряды годовой температуры воздуха были проверены на нормальность распределения членов ряда. Получено, что в пределах $\pm 2\sigma$ лежит примерно 95 % наблюдений. Поэтому о значимости коэффициентов автокорреляции можно судить по табл. 1, согласно которой при длине ряда 30...100 лет коэффициент автокорреляции считается значимым при значениях от 0,20 до 0,36 [3].

На рис. 1...3 представлены коррелограммы, которые выражают зависимость между коэффициентом автокорреляции и периодом запаздывания.

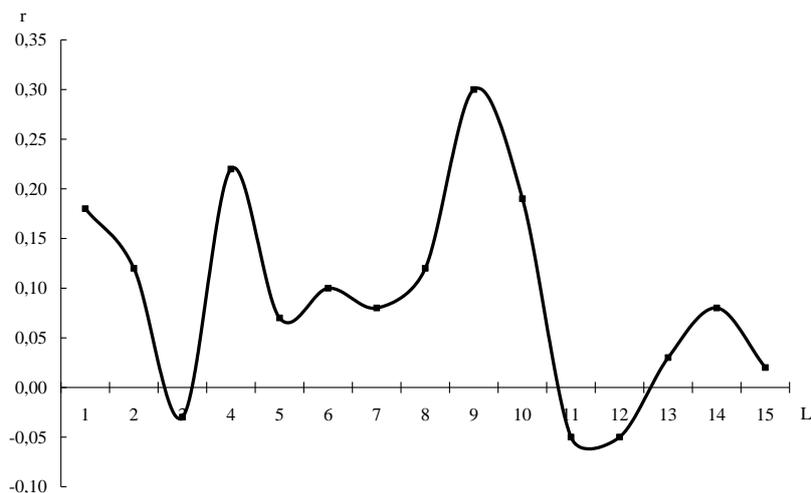


Рис. 1. Коррелограмма средней годовой температуры воздуха на М Уральск.

В рядах средней годовой температуры воздуха по данным всех трех метеостанций выявлена тенденция к потеплению, которая статистически значима или близка к ней ($r_{t,t-L} \approx 0,18...0,26$). Отмечаются 4-летние циклы ($r_{t,t-L} \approx 0,22...0,27$), и 9-летние циклы ($r_{t,t-L} \approx 0,24...0,30$). Графики

автокоррелограммы на всех станциях идентичны, что еще раз подтверждает их статистическую значимость.

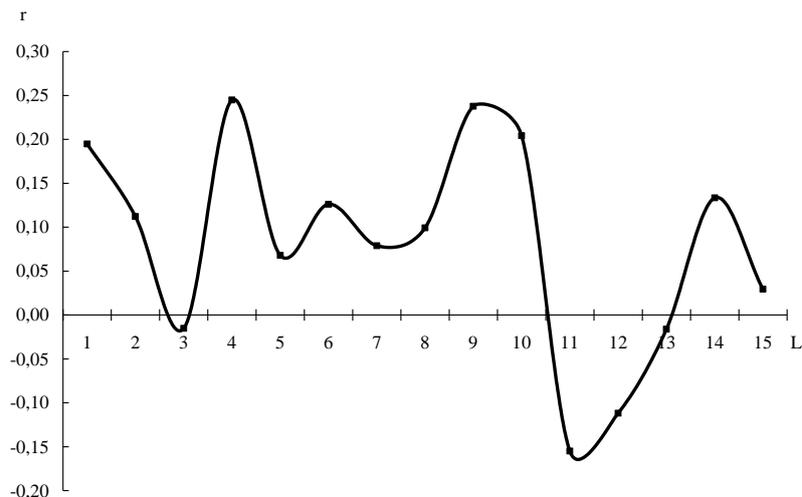


Рис. 2. Коррелограмма средней годовой температуры воздуха на М Аксай.

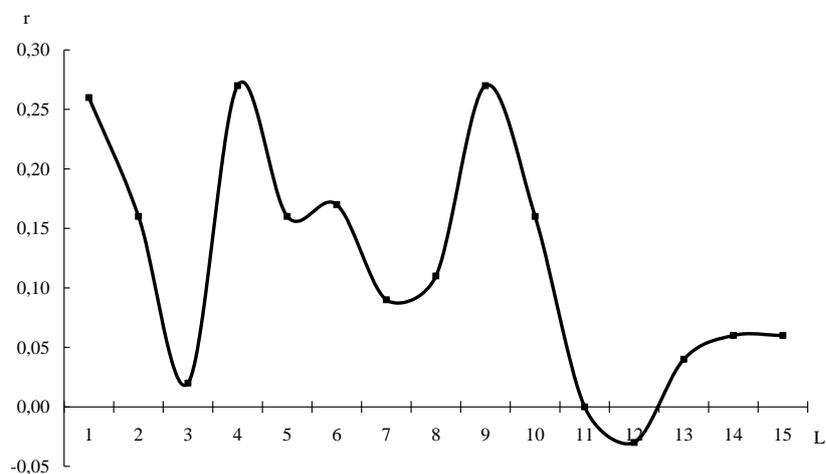


Рис. 3. Коррелограмма средней годовой температуры воздуха на М Чапаево.

2 ГАРМОНИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

Для исследования периодических флуктуаций также можно использовать гармонический анализ или анализ Фурье [7]. Его суть заключается в следующем: исходя из основных принципов математического анализа, любую функцию, заданную в каждой точке интервала, можно представить бесконечным рядом синусоидальных и косинусоидальных функ-

ций (гармоник). Такой ряд называется рядом Фурье, а метод нахождения функций анализом Фурье:

$$X = \bar{X} + A_1 \sin\left(\frac{360^\circ}{P}t\right) + B_1 \cos\left(\frac{360^\circ}{P}t\right) + A_2 \sin\left(\frac{360^\circ}{P}2t\right) + B_2 \cos\left(\frac{360^\circ}{P}2t\right) + \dots \quad (2)$$

Методика данного расчета состоит из следующих этапов.

1 этап – расчет коэффициентов A_i и B_i приведенного ряда по формулам:

$$A_i = \frac{2}{N} \sum \left[X \sin\left(\frac{360^\circ}{P}it\right) \right], \quad (3)$$

$$B_i = \frac{2}{N} \sum \left[X \cos\left(\frac{360^\circ}{P}it\right) \right]. \quad (4)$$

Далее применяя коэффициенты и зная среднее значение ряда наблюдений, можно получить необходимое количество гармоник. Амплитуда i -той гармоники, рассчитывается по формуле:

$$C_i = \sqrt{A_i^2 + B_i^2}. \quad (5)$$

Доли общей дисперсии, учитываемые различными гармониками, рассчитываются по формуле:

$$D_i = \frac{C_i^2}{2\sigma^2}, \quad (6)$$

где σ^2 – полная дисперсия ряда наблюдений.

Можно ограничиться двумя или тремя гармониками, исходя из значения дисперсии каждой гармоники. Например, если первая гармоника учитывает 30 %, вторая 50 %, а третья 15 % дисперсии, то объединение трех гармоник объяснит 95 % изменений временного ряда. Так как все гармоники не коррелируют между собой, то никакие две гармоники не будут учитывать одну и ту же часть дисперсии переменной. Другими словами, дисперсии, учитываемые различными гармониками, можно складывать.

Был произведен анализ Фурье рядов средней годовой температуры воздуха на метеостанциях Аксай, Уральск и Чапаево, вычислена дисперсия для каждой из пятнадцати гармоник (табл. 3).

На рисунке 4 изображены отдельные гармоники, каждую из которых можно рассматривать как независимый объект и объяснять разными физическими причинами.

Таблица 3

Дисперсия гармоник климатических индексов термического режима по
М Аксай, М Уральск и М Чапаево за период 1947...2005 гг.

Гармоника	Период	Дисперсия по станциям, %		
		Уральск	Аксай	Чапаево
1	60	9,9	7,4	8,4
2	30	5,3	5,0	7,8
3	20	8,9	12,0	11,2
4	15	1,3	1,0	1,9
5	12	0,0	0,8	1,5
6	10	4,6	3,7	4,1
7	8	6,9	6,0	4,3
8	7	4,5	6,2	5,5
9	7	0,1	0,1	0,2
10	6	2,9	3,9	2,2
11	5	5,0	4,0	5,7
12	5	0,5	0,3	0,5
13	5	7,6	7,2	8,2
14	4	0,0	0,8	1,5
15	4	1,3	1,0	1,9

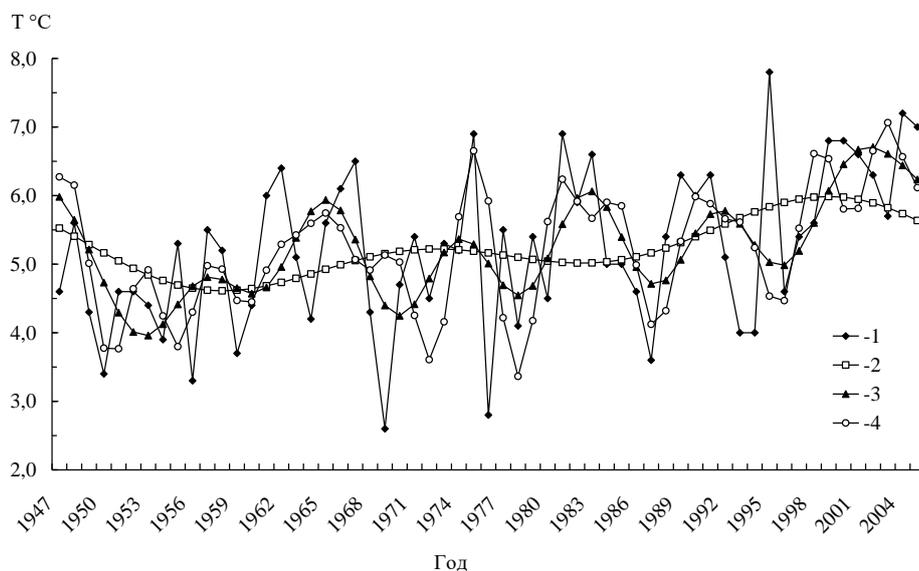


Рис. 4. Временной ряд средней годовой температуры воздуха и гармоники.
1 – $T_{ср.}$; 2 – 1 гармоника (период 60 лет); 3 – 2 гармоника (период 30 лет);
4 – 3 гармоника (период 20 лет).

Таким образом, получены следующие результаты:

- 1) 1-ая гармоника с периодом ≈ 60 лет, характеризующая общую тенденцию ряда на всех исследуемых станциях, имеет значимую дисперсию от 7,4 до 9,9 %;
- 2) 2 гармоника с периодом 30 лет, статистически значима, дисперсия от 5,0 до 7,8 %;
- 3) 3 гармоника с периодичностью 20 лет с дисперсией от 8,9 до 12,0 статистически значимее, чем две предыдущие по отдельности;
- 4) гармоники 6...8 с периодичность 7...10 лет, статистически значимы, суммарная дисперсия от 13,9 до 16,0 %;
- 5) также существенна периодичность 4...5 лет, объединяющая дисперсию от 11,2 до 13,9 %.

Первые три гармоники указывают на наличие колебаний длинных периодов температурного режима. Причиной могут являться различные факторы глобального масштаба. Температурные волны этого рода охватывают большие периоды, что выражается в общем потеплении или похолодании на Земле. Исследования позволили получить следующие результаты: сумма дисперсии, объясняемая этими гармониками, объединяет от 24,1 до 27,4 % общей дисперсии временного ряда средней годовой температуры, что существенно. Это указывает на наличие устойчивой тенденции в изменении средней годовой температуры, обусловленной крупномасштабными процессами системы Земля – Атмосфера, которые связаны как с естественной изменчивостью климата, так и с антропогенным фактором, нагревающим атмосферу.

Средние по периодичности колебания, 7...10 лет, температурного режима Земли можно объяснить циклами солнечной активности. Явления, происходящие на Солнце в виде факелов, флюкулов, протуберанцев и пр., тесно связанные между собой, к сожалению недостаточно изучены. Однако длительные наблюдения за солнечными пятнами показали, что число и степень их развития не остаются постоянными, а изменяются из года в год с периодом около 11 лет. Периодические изменения числа солнечных пятен сопровождаются такими же периодическими изменениями и в интенсивности развития других из названных явлений. Это свидетельствует о том, что в активности физических процессов на Солнце имеет место указанная 11-летняя цикличность. Величина цикла в 11 лет является лишь средней и в отдельных случаях изменяется в достаточно широких пределах от 7 до 17 лет [6].

Хотя колебания общего солнечного излучения в широком диапазоне длин волн незначительны (в пределах 1 % этой величины), изменения сол-

нечной активности нередко оказывают влияние на различные процессы в атмосфере и климат Земли. Так, по-видимому, изменения магнитного поля, связанные с изменениями границ солнечного ветра, сказываются на тропосферной циркуляции, изменения активности Солнца в масштабе единиц и десятков лет могут влиять на появление и интенсивность засух в различных частях земного шара [2]. Это также может объяснить наличие короткопериодных колебаний 4...5 лет, связанных со сменой региональных типов синоптических процессов, где периодически, раз в 4...5 лет наблюдается засуха.

3 СПЕКТРАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ

В данной части статьи приведены результаты спектрального анализа путем приложения одного из типов гармонического анализа к автокорреляционной функции средней годовой температуры воздуха.

Оценку спектра можно вычислить следующим образом [5]:

- вначале определить автокорреляционные коэффициенты для величин запаздывания от 0 до L , сформировать исследуемый ряд автокорреляционной функции;
- далее провести гармонический анализ полученного ряда (достаточно оценить 1-ую гармонику);
- коэффициенты усредняются с помощью скользящего среднего.

В полученном сглаженном ряде наибольшая осредненная величина коэффициента корреляции соответствует основному спектру временного ряда. По данным были рассчитаны коэффициенты автокорреляции до 15 порядка. В результате автокорреляционная функция состоит из 15 членов ряда. Затем была выделена 1-ая гармоника, вклад которой в общую дисперсию составляет от 12,0 до 22,9 % (табл. 4).

Таблица 4

Доля общей дисперсии 1-ой гармоники автокорреляционной функции (с 1 до 15 порядка) средней годовой температуры воздуха за период 1947...2005 гг., %

Гармоника	Уральск	Аксай	Чапаево
1	12,0	15,3	22,9

На рис. 5 показан спектр, полученный с помощью гармонического анализа автокорреляционной функции. Спектр (стрелка) указывает, что значительная часть дисперсии временного ряда средней годовой температуры воздуха приходится на 5-летние циклы.

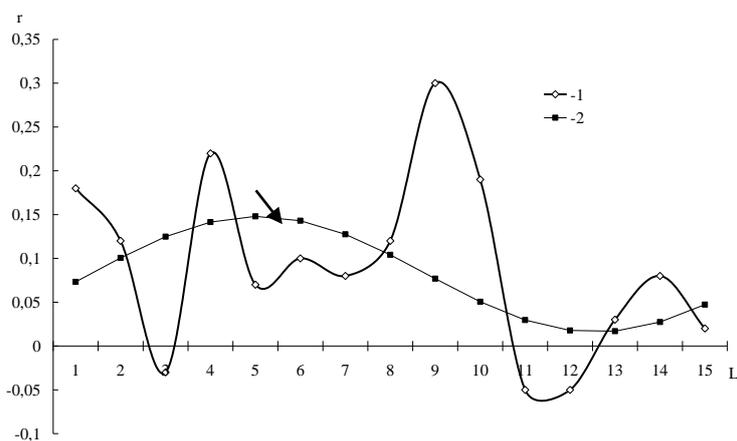


Рис. 5. Спектр годовой температуры воздуха.

Циклические компоненты коротко- и длиннопериодных колебаний отмечают наличие периодов 30-ти, 20-ти, 7...10-ти и 4...5-ти летних флуктуаций в исследуемых рядах среднегодовых температур. Они объясняются сменой циркуляционных эпох, хотя считается, что на значениях средней годовой температуры подобного рода периодичность выявить сложно.

В данной работе были определены трендовые, циклические и периодические компоненты, их вклад в общую дисперсию временного ряда. Анализ показал, что по трем метеостанциям Западно-Казахстанской области обнаруживается повышение среднегодовых температур. Климат исследуемого региона, как и всей планеты, стал более изменчив, причинами тому могут быть факторы как глобального, так и регионального характера.

Основная трендовая компонента иллюстрирует потепление, которое представлено в статье С.А Долгих в обзоре изменений климата на территории Казахстана за прошедшее столетие по данным одиннадцати длиннорядных метеостанций [1].

Солнечные экстремальные события (мощные вспышки и выбросы коронарной массы) воздействуют на магнитосферу, ионосферу и тропосферу, вызывая магнитосферную, ионосферную возмущенность и магнитные бури. Тропосферная реакция на солнечные экстремальные события должна быть выражена в изменении типов циркуляции, отражающих ввод энергии в верхнюю и нижнюю атмосферу Земли.

Как следует из работ Н.К. Кононовой по мониторингу циркуляции атмосферы северного полушария, с 1899 г. по настоящее время сменились три циркуляционные эпохи: две меридиональные (с 1899 по 1915 гг. и с

1957 г. по настоящее время) и одна зональная (1916...1956 гг.) [4]. В первую эпоху преобладание северных меридиональных процессов сопровождалось похолоданием в северном полушарии. В начале новой меридиональной эпохи рост продолжительности северных процессов также сопровождается похолоданием, а период быстрого роста южных (с 1981 г.) отмечен новым потеплением. На основании чего делаем вывод, что с 1947 по 1956 гг. на территории Западно-Казахстанской области преобладали зональные процессы, а с 1957 г. по настоящее время – меридиональные, причем период 1957...1980 гг. – меридиональные процессы по северному типу, а начиная с 1981 г. – по южному.

Таким образом, в рядах средней годовой температуры воздуха по данным автокорреляционной функции на всех трех метеостанциях Западно-Казахстанской области выявлена тенденция к потеплению, которая значима или близка к ней, выявлены 4...9-летние циклы. Гармонический анализ показал наличие тенденции к потеплению с общей долей дисперсии 7,4... 9,9 %, колебания с периодом 20...30 лет имеют долю дисперсии 5,0...7,8 % (30 лет) и 8,9...12,0 (20 лет).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Долгих С.А., Илякова Р.М., Сабитаева А.У. Об изменении климата Казахстана в прошедший столетний период // Гидрометеорология и экология. – 2005. – №4 – С. 6-23.
2. Израэль Ю.А. Экология и контроль состояния природной среды. –Л.: Гидрометеоиздат, 1979. – 367 с.
3. Кобышева Н.В., Гольберг М.А. Методические указания по статистической обработке метеорологических рядов. – Л.: Гидрометеоиздат, 1990. – 85 с.
4. Кононова Н.К. Мониторинг циркуляции атмосферы северного полушария в XX – начале XXI в. // Тезисы стендовых докладов международной конференции по проблемам гидрометеорологической безопасности – 2006. – С. 36.
5. Пановский Г.А., Брайер Г.В. Статистические методы в метеорологии. – Л.: Гидрометеоиздат, 1967. – 241 с.
6. Тверской П.Н. Курс метеорологии. – Л.: Гидрометеоиздат, 1962. – 586 с.
7. Чичасов Г.Н. Технология долгосрочных прогнозов погоды. – СПб.: Гидрометеоиздат, 1991. – 304 с.

РГП «Казгидромет», г. Уральск

**ОРТАША ЖЫЛДЫҚ АУА ТЕМПЕРАТУРАСЫНЫҢ
МЕТЕОРОЛОГИЯЛЫҚ ҚАТАРЫНДАҒЫ ЦИКЛДІК
ТЕРБЕЛІСТЕРДІ ЗЕРТТЕУ**

К.Т. Елеуова

Батыс Қазақстан облысының метеостансалық мәліметтері бойынша кезеңдік флуктуацияны анықтау және негізгі спектрлерді бөлу үшін автоматтандырылған үйлесушілік және спектральді талдаулар орнылы орташа жылдық ауа температурасының қатары зерттелді.