УДК 551.583

Канд. физ.-мат. наук А.А. Воронцов *
Канд. техн. наук С.Р. Степаненко *

ОСНОВЫ МЕТОДА ОПРЕДЕЛЕНИЯ АМПЛИТУДНО-ЧАСТОТНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК КОРОТКОПЕРИОДНЫХ И ДОЛГОПЕРИОДНЫХ КОЛЕБАНИЙ ТЕМПЕРАТУРЫ ВОДЫ В КАСПИЙСКОМ МОРЕ

ТЕМПЕРАТУРА ВОДЫ, КАСПИЙСКОЕ МОРЕ, МЕТОД, СИНЕРГЕТИКА, КОРОТКОПЕРИОДНЫЕ КОЛЕБАНИЯ, ДОЛГОПЕРИОДНЫЕ КОЛЕБАНИЯ

Приведен метод определения статистических характеристик короткопериодных и долгопериодных колебаний температуры воды Каспия по данным наблюдений на ГМС за период 1977…2010 годы, основанный на принципах синергетики. Показано практическое использование этого метода.

Существует много практических задач для любого региона, в т.ч. и Каспийского, для решения которых необходимо и достаточно знать характеристики гидрометеорологического режима. Применение статистических методов предполагает наличие статистической совокупности невзаимосвязанных между собой физических объектов (людей, животных, исторических событий и т.п.).

Важнейшим свойством статистической совокупности является дискретность ее свойств – данный элемент с заданным свойством может быть, но может и не быть. Ясно, что применение статистических методов к описанию непрерывных во времени процессов (температуры воды, воздуха, и т.п.) требует специальной предварительной обработки, приводящей непрерывный процесс в дискретную совокупность. Необходимость этого многократно отмечалось во многих фундаментальных работах по применению статистических методов в гидрометеорологии [1, 5], однако проблема адекватного применения статистических методов к непрерывным процессам до сих пор не имеет удовлетворительного решения. Применение методов спектрального анализа и вейвлет-анализа, на первый

---

* ФГБУ «ВНИИГМИ-МЦД», г. Обнинск, РФ

взгляд позволяет разложить сложное колебание (временной ряд наблюдений) на сумму простых колебаний. Однако эти методы предполагают, что наблюдаемый процесс является суперпозицией, суммой простых независимых колебаний, что возможно лишь в том случае, если процесс является равновесным и протекает в однородной среде. Климатическая система, как известно, является неоднородной и неравновесной, поэтому методы спектрального анализа имеет смысл применять лишь в ограниченных случаях, на этапе получения предварительных оценок.

Цель настоящей статьи – изложить метод определения статистических характеристик короткопериодных и долгопериодных колебаний температуры поверхностного слоя Каспийского моря по данным четырех срочных наблюдений за период 1977…2010 гг., основанный на принципах синергетики.

Постановка задачи

Пусть мы имеем временной ряд температуры воды $U(t)$, t – время, который является нелинейной композицией «элементарных» колебаний: внутрисуточных $U_m(t)$ колебаний, колебаний синоптического масштаба $U_s(t)$, годового хода $U_g(t)$ и межгодовых колебаний $U_k(t)$. Многочисленные исследования результатов наблюдений показывают, что колебания $U_m(t)$ зависят $U_s(t)$ и $U_g(t)$, колебания $U_s(t)$ зависят от $U_g(t)$, а параметры функции $U_g(t)$ зависят от $U_k(t)$. Можно также говорить о том, что колебания параметров годового хода во времени и есть функция $U_k(t)$.

Задача состоит в том, чтобы по временному ряду $U(t)$ определить:

1) параметры функций распределения вероятностей внутрисуточных колебаний,

2) внутригодовые колебания (колебания синоптического масштаба) и функции распределения вероятностей их продолжительности и амплитуды колебаний,

3) параметры годового хода, как непрерывный процесс во времени,

4) флуктуации параметров годового хода и их функции распределения вероятностей.

В связи с нелинейным характером колебаний любая характеристика физического состояния моря оказывается нестационарной случайной функцией [2]. Принято считать, что «исчерпывающей характеристикой нестационарного случайного процесса является бесконечномерный закон распределения ансамбля реализаций. Из-за большой мерности этих характеристик и невозможности их достоверного оценивания по натурным данным они не используются в прикладных целях» [8]. Поэтому в качестве основных вероятностных характеристик нестационарных процессов используются математическое ожидание, дисперсия и корреляционные функции. У океанолога, как правило, имеется одна единственная реализация случайного процесса ограниченной продолжительности. Поэтому приходится постулировать справедливость эргодической гипотезы (осреднение по времени эквивалентно осреднению по реализациям) [8].

Принятие гипотезы об эргодичности процесса означает, что временной ряд протекает во времени однородно, случайная функция является стационарной [3]. Это допущение заведомо противоречит нелинейному характеру взаимосвязи «элементарны» процессов, это, во-первых. Во-вторых, каждая реализация случайного процесса по определению [3] является обычной, неслучайной, функцией. Случайность проявляется лишь в том, что невозможно заранее сказать, какой будет функция в следующем опыте. Следовательно, гипотеза эргодичности, по существу, противоречит самому определению случайной функции. Для определения статистических характеристик процесса необходимо иметь ансамбль реализаций, а не одну реализацию. Определение реализаций случайного процесса не может быть задачей математического метода. Эту задачу необходимо решать в рамках конкретной предметной области. По этим причинам в настоящей статье используется принципиально иной подход к определению вероятностных характеристик режима колебаний температуры воды.

Принципиальное отличие состоит, во-первых, в том, что каждому нестационарному процессу ставится в соответствие не один, а несколько ансамблей реализаций, каждый из которых соответствует определенному масштабу колебаний. Во-вторых, в предлагаемом методе используется принцип синергетики (фундаментальный закон) подобия реализаций физически однородного процесса, в частности реализаций годового хода.

Решение задачи

Определение параметров годового хода и флуктуаций климата. Предположим, что регулярная составляющая суточных колебаний отсутствует (или ею можно пренебречь по сравнению с другими колебаниями). Мы утверждаем, что при одной и той же истории потока солнечной радиации на внешней границе атмосферы, временной ряд $U(t)$ можно записать в виде:

$$U(t)=a(t)+b(t)U_g(\xi)+U_s(t), \qquad (1)$$

где $U_g(\xi)$ – циклическая функция, которая представляет стационарный годовой ход, не зависящий от времени t (инвариант), ξ – номер дня в году.

Изменение параметров годового хода $a(t)$, $b(t)$ представляют нерегулярные колебания с периодом больше одного года, которые иногда называют флуктуациями климата [4].

Функция $U_s(t)$ есть сумма колебаний синоптического масштаба (<< 1 года) и мезомасштабных колебаний, обусловленных пространственно-временной неоднородностью синоптических процессов. Таким образом, наша задача состоит в том, чтобы временной ряд эмпирических значений представить в виде суммы трех колебаний, из которых только одно колебание (годовой ход) является строго периодическим.

Если период наблюдений много больше характерного периода T_{ab} колебаний параметров $a(t)$, $b(t)$, то в качестве функции $U_g(\xi)$ можно использовать эмпирические значения многолетнего годового хода $\overline{u}(\xi)$, который, по определению является стационарной циклической функцией.

Поскольку период колебаний $a(t)$, $b(t)$ больше года, то эти параметры можно аппроксимировать гармоническими функциями

$$a(t)=a_0+a_1\sin(\varphi_1+\omega_1 t),\ \ b(t)=1+b_1\sin(\varphi_2+\omega_2 t). \qquad (2)$$

Чем больше период T_{ab}, тем более будет справедливой аппроксимация (2), но, при необходимости параметры можно представить в виде суммы двух гармоник или заменить их другой периодической функцией (например, функцией Бесселя). Значения ω_1, ω_2, по-видимому, можно положить равными. Тогда временной ряд $U(t)$ можно представить в виде

$$U(t)=a_0+a_{11}\sin(\omega_1 t)+a_{12}\cos(\omega_1 t)+[b_{11}\sin(\omega_2 t)+b_{12}\sin(\omega_2 t)]\cdot\overline{u}(\xi)+c_1\overline{u}(\xi)+U_s(t), \qquad (3)$$

где неизвестные параметры $a_0, a_{11}, \dots$ можно определить по методу наименьших квадратов, после чего легко перейти к выражениям (2), т.е. найти колебания среднегодовых значений и амплитуды годового хода.

Определение параметров синоптических и мезомасштабных колебаний. Установление зависимости параметров годового хода от непрерывного времени t является важным и для разработки эмпирических методов прогноза этих параметров, и для их физической интерпретации.

Отклонения от годового (ряд $U_s(t)$) можно представить в виде кусочно-непрерывной знакочередующейся последовательности фаз потепления и похолодания

$$S(t)=\begin{cases}\psi(\vec{a}_1,t)+u_{mk}(t), & при\ t_{k-1}<t<t_k,\ фаза\ потепления,\\ \psi(\vec{a}_2,t)+u_{mk}(t), & при\ t_k<t<t_{k+1},\ фаза\ похолодания\end{cases}, \qquad (4)$$

где функция ψ и векторы параметров $\vec{a}_1$, $\vec{a}_2$ определяют закономерную составляющую синоптических колебаний, u_{mk} – мезомасштабные флуктуации.

В [7] показано, что широкие возможности для моделирования колебательных процессов дает логистическая функция

$$\psi(t)=a+\frac{b}{1+c\cdot\exp(kt)}, \qquad (5)$$

которая в зависимости от знака k возрастает или убывает во времени.

Начальное приближение параметров логистической функции (5) можно найти следующим образом. По ряду $\psi(t)$ найдем знакопеременную последовательность локальных экстремумов $S\downarrow(L)$, $S\uparrow(L+1)$, $L=1,\ N$ удовлетворяющих условиям

$$\left|S\downarrow(L)-S\uparrow(L+1)\right|>\Delta_{kr},\ \left|S\uparrow(L+1)-S\downarrow(L+2)\right|>\Delta_{kr},\ \Delta_{kr}>0. \qquad (6)$$

Разность $\Delta^{+}=S\downarrow(L)-S\uparrow(L+1)$ соответствует продолжительности Δt^{+} относительного потепления, а разность $\Delta^{-}=S\uparrow(L+1)-S\downarrow(L+2)$ – продолжительности Δt^{-} – относительного похолодания температуры воды. Если есть необходимость описания по времени интенсивности процесса потепления и похолодания, то значения $S\uparrow(L+1)$, $S\downarrow(L+2)$ можно принять в качестве начального приближения асимптот. Если такой необходимости нет, т.е. достаточно получить статистику продолжительности и амплитуды потеплений и похолоданий, то можно ограничиться получением ряда $S\downarrow(L)$, $S\uparrow(L+1)$, $L=1,\ N$.

Последовательность парных событий $\Delta^{+},\Delta^{-},\ldots$ можно назвать волнами тепла и холода. Статистические характеристики амплитуды и продолжительности волн тепла и холода зависят от значения Δ_{kr}, т.е. от размаха (или квантили) мезомасштабных колебаний. В разделе «Результаты» мы покажем простой способ определения Δ_{kr}.

Определение квантилей статистической совокупности. К числу важнейших обобщенных характеристик статистической совокупности (погрешностей измерений, величины мезомасштабных флуктуаций, характеристик волн тепла и холода, и.т.п.) относятся границы их вариации. В качестве границ можно использовать либо наименьшее и наибольшее значения за исследуемый период времени, либо значения квантилей, т.е. значения случайной величины при уровне вероятности α и/или $1-\alpha$, $\alpha << 1$. Оценка границ по крайним значениям выборки зависит от ее объема, поэтому их трудно сравнивать для выборок разного объема. В этом смысле использование квантилей является более предпочтительной, так как они характеризуют значение случайной величины, в пределах которой находится заданный процент количества элементов выборки.

Считается, что для надежного определения квантилей выборка должна быть достаточно большого объема (> 100), поэтому статистическую совокупность получают по временным рядам за большой период. Однако это означает, что на рассматриваемом периоде статистические характеристики не меняются, что часто бывает несправедливым. Поэтому для оценки квантилей необходимо использовать малые выборки, для которых это допущение является более справедливым. Кроме того, в этом случае появляется возможность оценить изменчивость параметров распределения вероятностей, а при определенных условиях и возможность их прогнозирования.

Рассмотрим метод оценки квантилей по малым выборкам. Метод основан на представлении, что функция распределения вероятностей – это обычная функция, отражающая закон изменения разности между смежными значениями случайной величины, в отличие от детерминированного процесса, в котором отражается закон изменения разности во времени. Запишем функцию распределения вероятностей в виде $p_i = F(x_i)$, где x_i – случайная величина, упорядоченная по неубыванию (вариационный ряд), $p_i = i/(n+1)$, n – длина ряда, i – порядковый номер члена вариационного ряда. Если n велико (>> 100), то эмпирическая зависимость $x_i = F^{-1}(p_i)$ будет представлять гладкую функцию, в чем легко убедиться, например, с помощью численного моделирования нормального закона распределения. Зависимость $x_i = F^{-1}(p_i)$ будет гладкой и в том случае, если исходную неупорядоченную совокупность большого объема разделить на короткие ряды равного объема n_j, затем для каждой выборки построить вариационный ряд x_{ij} и усреднить значения элементов x_{ij} с одинаковыми порядковыми номерами *i*. Полученный усредненный вариационный ряд $\bar{x}_i$ можно аппроксимировать полиномом *n*-й степени $P_n(\eta_i)$, где η_i – обратная функция, например, нормального распределения: $\eta_i = \Phi^{-1}(p_i)$, Φ – интеграл вероятности.

Вариационный ряд w_i, полученный после сглаживания x_{ij} полином $P_n(\eta_i)$ можно использовать в качестве инвариантной функции совокупности выборок, т.е. для каждого вариационного ряда можно записать соотношение

$$x_{ij} = \hat{x}_{ij} + e_{ij} = \alpha_j + \beta_j w_i + e_{ij}, \tag{7}$$

где $w_i = c_0 + \sum c_j P_j(\eta_i)$ при условии статистической значимости c_j.

Поскольку w_i является непрерывной функцией по η_i, то для этой переменной можно задать любую квантиль и с помощью (7) легко найти любые квантили для x_{ij}.

Результаты

Проверка метода определения параметров годового хода и их колебаний (флуктуаций климата). Проверим метод на модельном примере. Зададим временной ряд по формулам:

$$U(t) = f_1(t) + f_2(t) \cdot U_g(t),\ U_g(t) = c_0 + c_1 \sin(\omega_0 t), \tag{8}$$

где $f_1(t) = 2 + 0{,}25\sin(0{,}3 + 0{,}0251328t)$, $f_2(t) = 1 + 0{,}05\sin(0{,}3 + 0{,}0251328t)$, $\omega_0 = 0{,}062832$, $c_0 = 20$, $c_1 = 10$, $t = [1{,}2500]$.

Представим ряд $U(t)$ как совокупность реализаций $u_k(\xi)$ с периодом $T = 2\pi/\omega_0$, $\xi = [1, T]$, *k* = 1,100. Тогда $U_g(t)$ есть реализация $\overline{u}_k(\xi)$, полученная путем усреднения $u_k(\xi)$ по *k*. Легко убедиться, что коэффициент корреляции между $U_g(t)$ и $\overline{u}_k(\xi)$ равен 1,000, следовательно, $U_g(t)$ можно заменить на $\overline{u}_k(\xi)$. Теперь легко найти остальные параметры (8), применяя МНК для выражения (3) на сетке значений $\omega = [\omega_1, \omega_2]$ и выбирая за истинное, такое значение w_0, при котором остаточная сумма квадратов окажется минимальной. Применяя это правило, получим $w_0 = \omega_0$ и коэффициенты корреляции полученных оценок и модельных значений функций f_1, f_2 равные 1,000.

Таким образом, если известны эмпирические значения совокупности реализаций мультипликативного процесса (8), то численные значения составляющих $f_1(t)$, $f_2(t)$, $U_g(t)$ можно реставрировать, не прибегая к аналитическим методам. Результат восстановления не зависит от степени сложности функций $f_1(t)$, $f_2(t)$, $U_g(t)$. Погрешность восстановления зависит лишь от погрешности $U_g(t)$ и длины реализаций.

Оценка параметров годового хода температуры воды. Для оценки вариации параметров годового хода модель (1), (2) лучше использовать отклонения от многолетнего годового хода:

$$Y(t) = U(t) - U_g(\xi) = a(t) + c(t)U_g(\xi) + U_s(\xi), \qquad (9)$$

где $c(t) = b(t) - 1$.

Из (9) следует, что отклонения от годового хода могут зависеть от среднего многолетнего годового хода. Иначе говоря, вычитание многолетнего годового хода является не достаточным для исключения сезонных колебаний.

Годовой ход температуры воды является следствием колебаний в течение года солнечной радиации при разных условиях в климатической системе. Если эти условия являются короткопериодными (много меньше года), то можно ожидать, что годовой ход температуры воды является стационарным и параметры $a(t)$, $c(t)$ будут статистически незначимыми по отношению к короткопериодным колебаниям $U_s(t)$. В противном случае колебания $a(t)$, $c(t)$ будут означать, что на температуру воды оказывают влияние долгопериодные колебания, обусловленные устойчивыми во времени характеристиками циркуляции в атмосфере.

На рис. 1 показан временной ход параметра $a(t)$. Колебания среднегодовых значений имеют сложный характер, хотя и здесь можно увидеть некоторую не строгую периодичность. Аналогично можно построить изменение во времени параметра $c(t)$, среднеквадратического значения s_e отклонений $U_s(t)$.

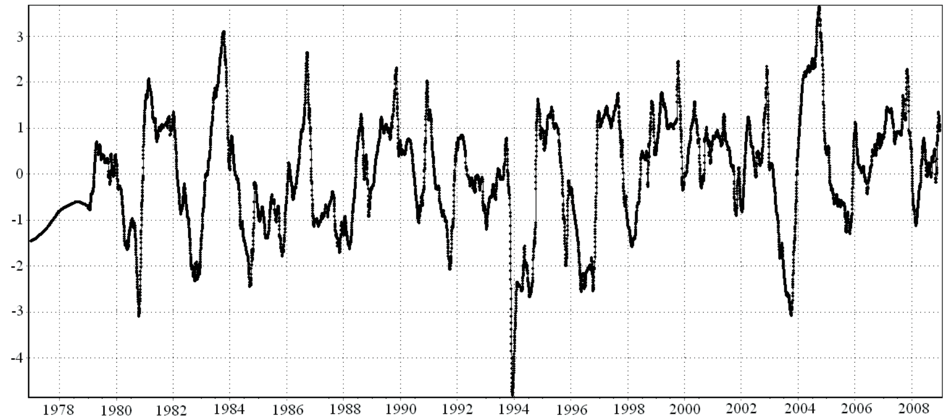

Рис. 1. Временной ход параметра a(t).

На рис. 2 показана корреляционная связь параметров $a(t)$, $c(t)$. Видно, что, во-первых, она является обратно пропорциональной. Во-вторых, точки на плоскости образуют типичную проекцию «клубка» многомерной траектории на двумерную плоскость. Сложность фазовой траектории обусловлена, во-первых, нелинейным характером взаимосвязи параметров годового хода. Во-вторых, изменчивость параметров в заданной точке можно рассматривать как сумму локальных и глобальных составляющих колебаний. Для разложения колебания на эти составляющие необходимо выполнить анализ полей температуры вода по всему Каспийскому морю, что выходит за рамки настоящей статьи.

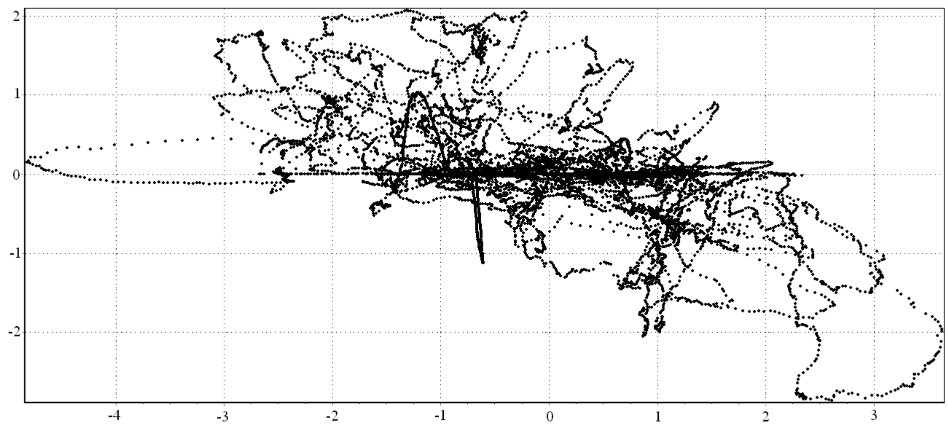

Рис. 2. Вид корреляционной связи параметров a(t), c(t).

Оценка амплитудно-частотных характеристик параметров годового хода температуры воды. Для определения начального приближения продолжительности и амплитуды флуктуаций параметров годового хода (рис. 1-3) температуры поверхности моря зададим значение $\Delta_{kr} = C_v(p_x - p_m)$, где p_x, p_m – максимальное и минимальное значение параметра годового хода на всем периоде наблюдения. В табл. 1 приведено количество флуктуаций для параметров годового хода $a(t)$, $c(t)$, $s_e(t)$ при разных значениях C_v.

Таблица 1

Зависимость количества флуктуаций от параметра C_v

C_v	A	c	s_e
0,10	55	47	42
0,15	43	33	24
0,20	35	27	22

На рис. 3 показаны функция распределения продолжительности P_a флуктуаций параметров $a(t)$ при C_v = 0,15, где по оси OX отложены значения обратной функции нормального распределения, по оси OY – P_a. На рис. 3 видно, что распределение можно аппроксимировать полиномом второй степени обратной функции нормального распределения и использовать кривую аппроксимации для определения квантилей.

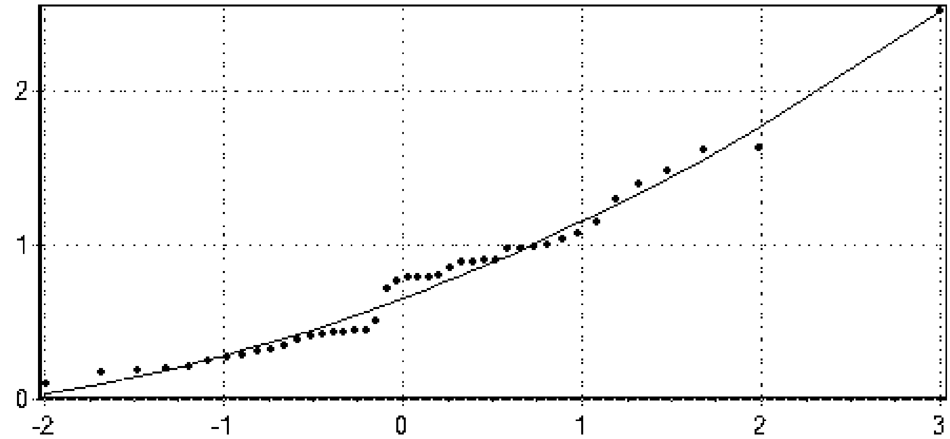

Рис. 3. Распределение флуктуаций среднегодовых значений.

Последние точки на рис. 3 показывают значения 99,9 %-й квантили распределения, вычисленные по кривой аппроксимации. Для сравнения, отметим, что значения квантилей по формуле $x_{0,999} = \bar{x} + 3{,}0s$ равны, соответственно 1,95 и 7,57, т.е. на 23…24 % меньше.

Следует отметить, что надежность оценок квантилей можно повысить, если для анализа использовать временные ряды по нескольким станциям Каспийского моря – чем больше число станций, тем надежнее оценки.

Распределения продолжительности и амплитуду флуктуаций параметров $c(t)$, $s_e(t)$ примерно такие же, поэтому мы их не приводим.

Определение мезомасштабных и синоптических колебаний. Начальное приближение мезомасштабных флуктуаций определим, как отклонения от среднесуточных значений, а начальное приближение колебаний синоптического масштаба U_s исходя из формулы (1). Начальное приближение знакопеременной последовательности $S \downarrow (L)$, $S \uparrow (L+1)$, $L = 1$, N определим при постоянном $\Delta_{kr} = C_v(p_x - p_m)$, где p_x, p_m – максимальное и минимальное значение ряда U_s на всем периоде наблюдения. В табл. 2 приведены значения N (количества членов ряда $S \downarrow (L)$, $S \uparrow (L+1)$ при разных значениях C_v.

Таблица 2

Зависимость значения N от параметра C_v

C_v	0,02	0,05	0,10
N	3736	2242	1191

На рис. 4, для примера показаны многолетние значения продолжительности «волн» тепла и холода температуры поверхности моря при $C_v = 0{,}10$. Видно, что максимальные значения параметра флуктуируют во времени весьма значительно. Можно предположить, что изменение их во времени вызывается глобальными долгопериодными колебаниями. Видно, что продолжительность «волн» тепла и холода температуры поверхности моря может быть месяц и больше, а значения амплитуды могут достигать 10°…12°.

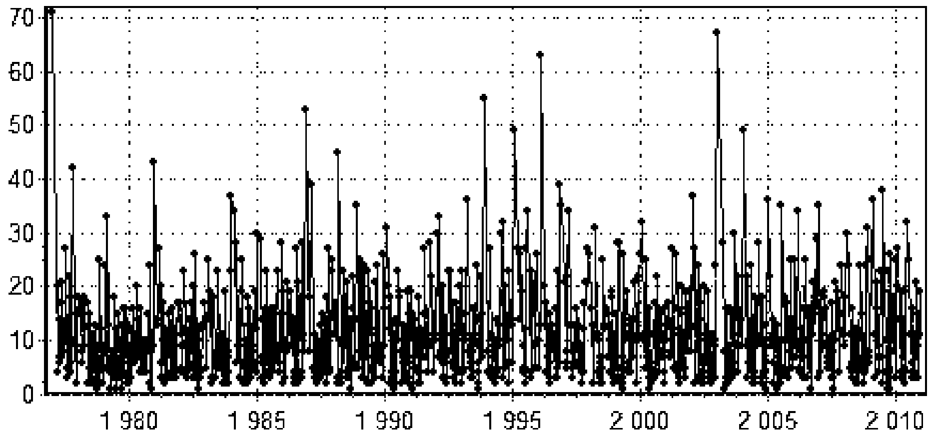

Рис. 4. Изменение продолжительности синоптических флуктуаций.

Для решения практических задач наиболее важным является совместное распределение продолжительности и амплитуды «волн» тепла и холода. Двумерное распределение этих параметров является достаточно сложным и является предметом отдельного исследования. Однако, можно отметить, что верхняя и нижняя граница квантилей продолжительности зависит от амплитуды «волн» тепла и холода.

При уменьшении C_v оценки продолжительности, очевидно, смешаются в область меньших значений. Определение «правильного» значения C_v является задачей итерационной процедуры, в которой должен быть учтен суточный ход (которым мы пренебрегли). Кроме того, критическое значение Δ_{kr} должно зависеть от размаха мезомасштабных колебаний, следовательно, оно должно иметь годовой ход. Решение этих вопросов выходит за рамки настоящей статьи.

Оценка квантилей продолжительности синоптических флуктуаций. Квантили распределения характеристик синоптических флуктуаций, по определению, также имеют годовой ход. Поскольку количество флуктуаций за многолетний период за каждый месяц является относительно небольшим, то для определения квантилей использование аналитических функций можно априори считать ненадежным, и необходимо использовать метод, изложенный ранее в разделе «Оценка амплитудно-частотных характеристик параметров годового хода температуры воды».

Для продолжительности флуктуаций инвариантная функция w_i для всех месяцев имеет вид:

$$w_i = c_0 + c_1 P_1(\eta_i) + c_2 P_2(\eta_i) + c_6 P_6(\eta_i) + c_{10} P_{10}(\eta_i) + c_{11} P_{11}(\eta_i), \quad (10)$$

где все параметры статистически значимы на уровне вероятности 0,999.

После определения w_i легко проверить обоснованность инвариантной функции. Для этого достаточно убедиться в том, что вариационный ряд продолжительности x_{ij} за каждый месяц j линейно связан с w_i. Анализ показал, что для всех месяцев коэффициент корреляции равен не менее 0,9994, т.е. линейная связь x_{ij} и w_i является абсолютно надежной, т.е. параметры α, β в (7) определяются с высокой надежностью.

Подставляя значения η для заданной квантили (например, для 99 %-й квантили η = 2,5) в выражение (7), получим искомое значение квантили продолжительности флуктуаций для каждого месяца.

Оценка квантилей распределения мезомасштабных флуктуаций. Отклонения температуры воды от среднесуточных значений (мезомасштабные флуктуации) можно признать статистически независимыми с вероятностью близкой к 1, т.к. значение критерия Неймана [6] равно 2,05. Для анализа распределений амплитуды флуктуаций можно использовать метод, изложенный в предыдущем разделе. За каждый многолетний день число флуктуаций в нашем случае равно 136. Следовательно, можно попытаться определить годовой ход квантилей, или годовой ход параметра β в (7), которые пропорциональны значению β.

Результаты анализа показывают, что значения β, во-первых, имеют хорошо выраженный годовой ход (сглаженная кривая), которые достигают максимума в середине-конце июня. Во-вторых, вариация β относительно сглаженной кривой является случайной и достаточно значительной. В-третьих, дисперсия отклонений β от сглаженного годового хода также имеет годовой ход. Для определения годового хода дисперсии также можно использовать принцип подобия, но для этого необходимы данные по нескольким станциям.

Выводы

В основе метода определения амплитудно-частотных характеристик короткопериодных и долгопериодных колебаний температуры поверхности Каспийского моря лежит представление, что для однородных реализаций неслучайного процесса и физически однородных случайных совокупностей (они могут быть статистически неоднородными) всегда можно найти инвариантную функцию. Каждая реализация (или каждая выборка) подобна инвариантной функции. Это свойство открывает широкие возможности для моделирования нестационарных случайных процессов, протекающих в открытых неравновесных системах, в том числе в морской среде. По нашему мнению, представленные результаты показывают, что изложенный метод можно использовать для получения надежных статистических (режимных, климатических) характеристик состояния водной среды. Возможность определения режимных характеристик по коротким временным рядам открывает перспективы для использования их в задаче мониторинга состояния водных объектов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Алексеев Г.А. Методы оценки случайных погрешностей гидрометеорологической информации. – Л.: Гидрометеоиздат, 1975. – 96 с.
2. Беляев В.И. Обработка и теоретический анализ океанографических наблюдений. – Киев: Наукова думка, 1973. – 295 с.
3. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. – М.: Наука, 1969. – 576 с.
4. Груза Г.В., Ранькова Э.В. Эмпирико-статистический анализ структуры и изменений наблюдаемого климата //Труды ВНИИГМИ-МЦД. – 1980. – № 68. – С. 3-22.

5. Дроздов О.А., Васильев В.А., Кобышева Н.С., Раевский А.Н., Смекалова Л.К., Школьный Б.П. Климатология. – Л.: Гидрометеоиздат, 1989. – 568 с.
6. Закс Л. Статистическое оценивание. – М.: Статистика, 1976. – 599 с.
7. Пуголовкин В.В., Степаненко С.Р. Моделирование непериодических композиционных временных рядов // Труды ВНИИГМИ-МЦД. – 1996. – № 162. – С. 58-65.
8. Рожков В.А. Методы вероятностного анализа океанологических процессов. – Л.: Гидрометеоиздат, 1979. – 280 с.

Поступила 12.04.2013

Физ.-мат. ғылымд. канд. А.А. Воронцов
Техн. ғылымд. канд. С.Р. Степаненко

КАСПИЙ ТЕҢІЗІ СУ ТЕМПЕРАТУРАСЫНЫҢ ҚЫСҚА ЖӘНЕ ҰЗАҚ МЕРЗІМДІ ТЕРБЕЛУІНІҢ АМПЛИТУДАЛЫҚ ЖИІЛІК МІНЕЗДЕМЕЛЕРІН АНЫҚТАУДЫҢ ӘДІС НЕГІЗДЕРІ

Синергетикалық принциптерге негізделген, 1977...2010 жылдар аралығындағы ГМС бақылау мәліметтерінің Каспий теңізі су температурасының қысқа және ұзақ мерзімді тербелуінің статистикалық мінездемелерін анықтау әдісі келтірілген. Осы әдісті тәжірибе жүзінде қолдану көрсетілген.