

**САНКТ-ПЕТЕРБУРГСКИЙ
НАУЧНЫЙ ЦЕНТР
РОССИЙСКОЙ АКАДЕМИИ НАУК**

**Научный совет по проблемам
фундаментальной и прикладной
гидрофизики**



№ 3 (5)

2009

**Сборник научных трудов
Издается с 2008 года**

СОДЕРЖАНИЕ

Статьи

<i>Чаликов Д.В.</i> Статистика экстремальных ветровых волн	4
<i>Малинин В.Н., Шевчук О.И.</i> О прогнозе сезонного хода уровня Мирового океана	25
<i>Волженский М.Н., Родионов А.А., Семенов Е.В., Филатов Н.Н., Зимин А.В., Булатов М.Б.</i> Опыт верификации оперативной модели для мониторинга гидрофизических полей Белого моря в 2004-2008 гг.	33
<i>Белов Б.П.</i> Образование турбулентного шума на носовой антенне подводного аппарата	42

Факты и гипотезы

<i>Диденкулова И.И., Пелиновский Е.Н.</i> Цунамиподобные явления в российских внутренних водоемах	52
Поздравляем!	65
Из истории науки	69
Хроника	72
Внимание, конкурс!	75
Правила представления материалов в редакцию	77

CONTENTS

Articles

<i>Chalikov D.V.</i> Statistics of Extreme Wind Waves.....	4
--	---

This paper describes the results of more than 4,000 long-term (up to thousands of peak-wave periods) numerical simulations of nonlinear gravity surface waves performed for investigation of properties and estimation of statistics of extreme («freak») waves. The method of solution of 2-D potential wave's equations based on conformal mapping is applied to the simulation of wave behavior assigned by different initial conditions, defined by JONSWAP and Pierson-Moskowitz spectra. It is shown that nonlinear wave evolution sometimes results in appearance of very big waves. There are no predictors for appearance of extreme waves, however, a height of dimensional waves is proportional to a significant wave height. The initial generation of extreme waves can occur simply as a result of group effects, but in some cases the largest wave suddenly starts to grow. It is followed sometimes by a strong concentration of wave energy around a peak vertical. It is taking place throughout several peak wave periods. It happens to an individual wave in a physical space, no energy exchange with surrounding waves taking place. Probability function for steep waves has been constructed. Such a function can be used for development of operational forecast of freak waves based on a standard forecast.

Key words: surface waves, extreme waves, freak waves.

<i>Malinin V.N., Shevchuk O.I.</i> About Forecast of Seasonal Variations of the Global Sea Level.....	25
---	----

Regularities of seasonal variations of the Global Sea Level (GSL) based on satellite altimeter data for the years 1993–2008 are discussed. Two prediction models of GSL seasonal variations are offered: a deterministic model as the sum of the trend and GSL annual harmonic and an adaptive model of linear increase with additive seasonality. Considered are the results of testing and experiment forecasts of monthly averaged GSL values based on independent data for 2005–2008 period. It is shown that by 2013 GSL may increase 13–14 mm compared to the one in 2009.

Key words: level, altimetry, forecast, adaptive analysis, trends.

<i>Volzhenskij M.N., Rodionov A.A., Semenov E.V., Filatov N.N., Zimin A.V., Bulatov M.B.</i> Experience of Verification of Operative Model of Monitoring of the White Sea in 2004–2008.....	33
---	----

The decision of global operative model of the White sea is compared to ship measurements, the satellite data and level fluctuations at hydrometeorological station "Solovki". The conclusion about satisfactory work of model becomes.

Key words: White sea, system of operative monitoring, temperature, salinity.

<i>Belov B.P.</i> Turbulent Noise on the Submerged Vehicle Nose Antenna	42
---	----

Representations about the mechanism of noise formation in the forward part of the underwater vehicle are considered and an attempt to consider elastic properties of the forward part of the case is accepted by use of model of a wedge. The conclusion about boundary layer thickness pulsations in a zone of laminar-turbulent transition as to the most probable reason for the formation of turbulent noise in a forward part is done.

Key words: antenna, laminar-turbulent transition, noise spectra, wedge diffraction, Green function, boundary impedance noise sources of monopole and dipole types.

Facts and Hypotheses

<i>Didenkulova I.I., Pelinovsky E.N.</i> Tsunami-like Events in Russian Inland Waters	52
---	----

Descriptions and manifestations of tsunami-like events in Russian inland waters (lakes, rivers and water reservoirs) are collected and analyzed. For the time period of 400 years nine such events are found, whereof descriptions of seven events can be categorized as reliable. Data analysis confirms the possibility of tsunami wave generation in all types of inland waters. There is therefore a need to educate the general population about the risk of tsunami generation.

Key words: tsunami, rivers, lakes, water reservoirs, inland waters, Russia.

УДК 551.465

В.Н.Малинин¹, О.И.Шевчук¹
ocf@rshu.ru

О ПРОГНОЗЕ СЕЗОННОГО ХОДА УРОВНЯ МИРОВОГО ОКЕАНА

Обсуждаются закономерности сезонных колебаний уровня Мирового океана (УМО) на основе спутниковых альтиметрических данных за период 1993–2008 гг. Предложены две прогностические модели сезонных колебаний УМО: детерминированная модель в виде суммы тренда и годовой гармоники УМО и адаптивная модель линейного роста с аддитивной сезонностью. Рассмотрены результаты тестирования и опытных прогнозов среднемесячных значений УМО на независимых данных за 2005–2208 гг. Показано, что к 2013 г. УМО может повыситься на 13–14 мм и по сравнению с 2009 г.

Как известно, в XX в. уровень Мирового океана (УМО) в среднем повышался со скоростью 1,7–1,9 мм/год [1–3]. В начале этого столетия рост УМО ускорился и по спутниковым (альтиметрическим) данным составляет 3,1–3,2 мм/год [4, 5]. По мнению Межправительственной группы экспертов по изменению климата (МГЭИК) [6], основанным на результатах численного моделирования климата, рост уровня будет продолжаться далее ускоренными темпами (до 5 мм/год), причем по некоторым радикальным оценкам – до 10 мм/год. К концу столетия он может повыситься на 30–100 см. Если такое развитие событий станет реальностью, это грозит катастрофическим ущербом для инфраструктуры прибрежных территорий, где проживает около миллиарда жителей Земли. Возможно подтопление крупнейших городов мира: Лондона, Нью-Йорка, Токио, Санкт-Петербурга и др. Поэтому, безусловно, проблема долговременного прогноза уровня океана относится к числу актуальных проблем современной гидрометеорологии.

В общем случае долговременные прогнозы УМО можно разделить на несколько видов: это прогноз на перспективу (50–100 лет), на несколько десятилетий и несколько лет. «Перспективные» прогнозы, как уже указывалось, в настоящее время основываются почти исключительно на моделях климата, поскольку изменения УМО в современных условиях можно рассматривать как интегральный индикатор колебаний климата [7]. Важнейшим параметром глобального климата является приповерхностная температура воздуха, изменения которой формируют режим накопления (расходования) массы горных ледников, морских льдов, в значительной степени покровных ледников и, следовательно, определяют поступление пресных вод ледников в океан. Кроме того, температура воздуха влияет на изменчивость испарения и осадков над океаном [8, 9], а через изменения температуры поверхности океана вызывает стерические колебания уровня. Основываясь на этом, в работе [10] впервые предложена физико-статистическая модель прогноза УМО в зависимости от температуры воздуха над океаном в реперных точках с заблаговременностью 2 десятилетия. Установлено, что рост океана в ближайшие десятилетия должен составить 3,1 мм/год, т.е. хорошо согласуется с результатами альтиметрических наблюдений за уровнем.

В данной работе рассматривается возможность прогноза сезонных колебаний УМО на несколько лет. При этом источником информации о морском уровне послужил

¹ Российский государственный гидрометеорологический университет, Санкт-Петербург

метод спутниковой альтиметрии, который в отличие от традиционных футшточных наблюдений позволяет получить оценки уровенной поверхности практически для всей акватории океана, а не только вдоль береговой черты. В настоящее время доступны альтиметрические оценки морского уровня со спутников Topex/Poseidon и Jason-1 начиная с декабря 1992 г.

Достаточно подробный мониторинг изменений среднего уровня отдельных океанов и некоторых избранных морей и заливов проводится в университете Колорадо, США [11]. Исходные альтиметрические данные покрывают океан от 66° с.ш. до 66° ю.ш., имеют пространственное разрешение $1/3^\circ$ в меркаторской проекции, дискретность – 9,9 суток и точность расчета – 4,2 см. Методика обработки спутниковой информации приводится в статье [12]. Естественно, при площадном осреднении и тем более для всей акватории Мирового океана точность многократно возрастает. В данной работе рассматриваются альтиметрические оценки уровня Мирового океана за период 1993–2008 гг. С целью удобства их использования в практических расчетах предварительно было осуществлено среднemesячное осреднение.

На рис. 1 представлен межгодовой ход УМО, построенный по среднemesячным данным за 1993–2008 гг. с учетом поправки обратного барометра. С целью анализа сезонно-межгодовой изменчивости УМО представим временной ряд в виде следующего разложения:

$$X(t) = T(t) + C(t) + E(t), \quad (1)$$

где $T(t)$ – трендовая составляющая; $C(t)$ – компонента, характеризующая квазипериодические (циклические) колебания временного ряда; $E(t)$ – остаточная часть, характеризующая случайные колебания. В разложении (1) под трендовой составляющей мы понимаем некоторое медленное изменение процесса с периодом, превышающим длину исходной реализации, а под циклическим колебанием — такое колебание, параметры которого (период, амплитуда) испытывают некоторые нерегулярные изменения во времени. Очевидно, сумму первых двух слагаемых можно рассматривать как «детерминированную» часть, в то время как третье слагаемое — это случайная часть.

Как видно из рис. 1, главной закономерностью колебаний УМО является его закономерный рост и отчетливо выраженный линейный тренд. Действительно, величина тренда составляет $Tr = 3.2$ мм/год, а коэффициент детерминации равен $R^2 = 0.922$, т.е. он описывает подавляющую часть дисперсии исходного процесса.

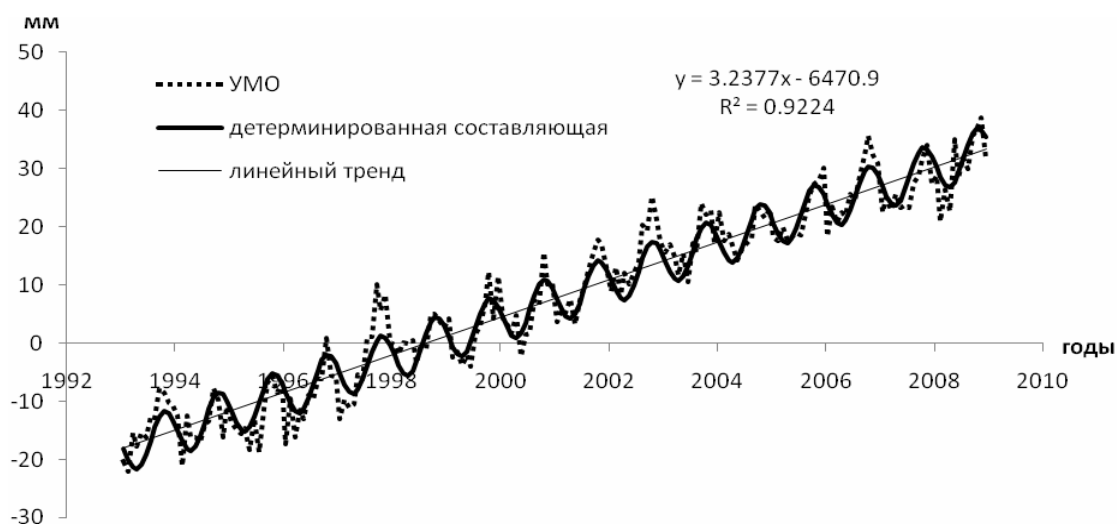


Рис. 1. Временной ряд среднемесячных значений аномалий УМО по альтиметрическим данным за период 1993–2008 гг. и его аппроксимация детерминированной компонентой (годовая гармоника плюс линейный тренд)

После приведения ряда УМО к стационарному виду путем исключения трендовой компоненты был выполнен гармонический анализ, который позволил выделить значимую годовую гармонику. Остальные гармоники по критерию Стьюдента оказались незначимыми. Вклад годовой гармоники в дисперсию ряда УМО составляет 3,6 %, а ее амплитуда – 4,13 мм. Таким образом, на вклад остаточной компоненты в колебания УМО, характеризующей случайные колебания, приходится 4,2 %, а стандартное отклонение ее равно 3.1 мм/мес. Отсюда следует, что вклад в сезонно-межгодовые колебания УМО космогеофизических и геолого- геодинамических факторов в современных климатических условиях ничтожно мал, они практически полностью обусловлены соответствующими изменениями климата.

Достаточно очевидно, что для приближенного прогноза среднемесячных колебаний УМО можно использовать детерминированную часть разложения (1), а именно: сумму трендовой и годовой компонент УМО. В этом случае пренебрегается остаточной составляющей УМО и принимается условие инерционности, т.е. неизменность параметров и прежде всего – трендовой компоненты. Другими словами, выявленные закономерности в ходе трендовой компоненты при экстраполяции временного ряда должны сохраняться в будущем.

Одним из возможных способов преодоления условия инерционности является использование адаптивных методов. Отличительной их чертой служит возможность «подстраиваться» под изменения временного ряда, придавая больший вес (более высокую информационную ценность) тем наблюдениям, которые ближе к текущему моменту прогнозирования. Однако важнейшее достоинство адаптивных методов – это построение самокорректирующихся моделей, способных учитывать результат прогноза, сделанного на предыдущем шаге [13–15]. Такая адаптация осуществляется итеративно с получением каждой новой фактической точки ряда. Модель постоянно «впитывает» новую информацию, приспосабливается к ней и поэтому отражает тенденцию развития, существующую в данный момент.

Скорость реакции модели на изменения в динамике процесса характеризует так называемый параметр адаптации, который должен быть выбран таким образом, чтобы обеспечивалось адекватное отображение тенденции при одновременной фильтрации случайных отклонений.

Прародителем адаптивных методов прогнозирования принято считать метод экспоненциального сглаживания, предложенный Брауном [16]. Для простоты представим временной ряд $x_t, t = 1, 2, \dots, t$ в виде:

$$x_t = a_0 + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где a_0 – неизвестный параметр, не зависящий от времени; ε_t – случайный остаток со средним значением равным нулю и конечной дисперсией.

Как известно, экспоненциально взвешенная скользящая средняя ряда $\bar{x}_t(\lambda)$ с параметром сглаживания (параметром адаптации), где λ ($0 < \lambda < 1$), определяется из формулы:

$$\bar{x}_t(\lambda) = \frac{1-\lambda}{1-\lambda^t} \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j x_{t-j}, \quad (3)$$

которая дает следующее решение задачи:

$$\bar{x}_t(\lambda) = \arg \min_a \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j (x_{t-j} - a)^2. \quad (4)$$

Коэффициент сглаживания λ можно интерпретировать как меру обесценения наблюдения за единицу времени. Для рядов с «бесконечным прошлым» формула (3) сводится к виду:

$$\bar{x}_t(\lambda) = (1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j x_{t-j} \quad (5)$$

В соответствии с простейшим вариантом метода экспоненциального сглаживания прогноз $\hat{x}_t^1$ для неизвестного значения x_{t+1} по известной до момента времени t траектории ряда x_t строится по формуле:

$$\hat{x}_t^1 = \bar{x}_t(\lambda), \quad (6)$$

где значение $\bar{x}_t(\lambda)$ определено формулой (3) или (5), соответственно для короткого или длинного временного ряда.

Формула (6) удобна в частности тем, что при появлении следующего $(t+1)$ -ого наблюдения x_{t+1} пересчет прогнозирующей функции $\hat{x}_{t+1}^1 = \bar{x}_{t+1}(\lambda)$ производится с помощью простого соотношения $\hat{x}_{t+1}^1 = \lambda \bar{x}_{t+1}(\lambda) + (1 - \lambda) \bar{x}_t(\lambda)$.

Метод экспоненциального сглаживания можно обобщить на случай полиномиальной неслучайной составляющей анализируемого временного ряда, т.е. на ситуации, когда вместо (2) постулируется [1]:

$$x_{t+\tau} = a_0 + a_1 \tau + \dots + a_k \tau^k + \varepsilon_\tau, \quad (7)$$

где $k \geq 1$. В соотношении (7) начальная точка отсчета времени сдвинута в текущий момент времени t , что облегчает дальнейшие вычисления. Соответственно, в схеме простейшего варианта метода прогноз $\hat{x}_t^1$ значения x_{t+1} будут определяться соотношениями (7).

При $\tau = 1$:

$$\hat{x}_t^1 = \bar{x}_{t+1} = \bar{a}_0^{(k)}(t, \lambda) + \bar{a}_1^{(k)}(t, \lambda) + \dots + \bar{a}_k^{(k)}(t, \lambda), \quad (8)$$

где оценки $\bar{a}_j^{(k)}(t, \lambda), j = 0, 1, \dots, k$ получаются как решение оптимизационной задачи:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j (x_{t-j} - a_0 - a_1 j - \dots - a_k j^k)^2 \rightarrow \min_{a_0, a_1, \dots, a_k}. \quad (9)$$

Решение задачи (9) не представляет принципиальных трудностей.

Существует еще несколько методов, использующих идеологию экспоненциального сглаживания, которые развивают метод Брауна в различных направлениях [9]. Очевидно, что для моделирования и прогнозирования УМО лучше всего подходит модель сезонных явлений с линейным ростом, предложенная Г.Тейлом и С.Вейджем [17]. В соответствии с данной моделью прогноз на l шагов вперед определяется выражением вида:

$$x_\tau = a_0(\tau) + \omega_\tau + \delta_\tau, \quad a_0(\tau) = a_0(\tau-1) + a_1(\tau), \quad (10)$$

где $a_0(\tau)$ – уровень процесса после элиминирования сезонных колебаний; $a_1(\tau)$ – аддитивный коэффициент роста; ω_τ – аддитивный коэффициент сезонности; δ_τ – белый шум.

Прогноз, сделанный в момент t на l временных тактов вперед, подсчитывается по формуле:

$$\tilde{x}_t^l = \tilde{a}_0(t) + l \tilde{a}_1(t) + \tilde{\omega}_{t-N+l}, \quad (11)$$

где коэффициенты $\tilde{a}_0$, $\tilde{a}_1$ и $\tilde{\omega}$ вычисляются рекуррентным образом с помощью следующих формул обновления:

$$\begin{aligned} \tilde{a}_0(\tau) &= \tilde{a}_0(\tau-1) + \tilde{a}_1(\tau-1) + \lambda_1 [x_\tau - \tilde{x}_{\tau-1}^l], \\ \tilde{a}_1(\tau) &= \tilde{a}_1(\tau-1) + \lambda_1 \lambda_2 [x_\tau - \tilde{x}_{\tau-1}^l], \\ \tilde{\omega}_t &= \tilde{\omega}_{t-N} + (1 - \lambda_1) \lambda_3 [x_t - \tilde{x}_{t-1}^l]. \end{aligned} \quad (12)$$

В этих соотношениях, как и прежде, N – число временных шагов, содержащихся в полном сезонном цикле, а λ_1 , λ_2 и λ_3 – параметры адаптации. Прогнозные оценки на основе

формулы (12) получаются экстраполяцией тенденции линейного роста на основе последних значений коэффициентов $\tilde{a}_0(t)$ и $\tilde{a}_1(t)$, а также добавлением (в виде сомножителя или слагаемого) самой свежей оценки сезонного эффекта для этой фазы цикла ($\tilde{\omega}_{t-N+1}$).

Это справедливо для случая, когда заблаговременность удовлетворяет условию: $0 < l \leq N$. Очевидно, что для $N < l \leq 2N$ самой последней оценкой сезонного эффекта будут значения $\tilde{\omega}_{t-2N+l}$ и т.д.

Таким образом, в рассмотренной модели прогностические оценки являются функцией прошлых и текущих уровней временного ряда, параметров адаптации λ_1 , λ_2 и λ_3 , а также начальных значений как коэффициентов $\tilde{a}_0(t)$ и $\tilde{a}_1(t)$, так и сезонного фактора для каждой фазы цикла.

В качестве начальных значений коэффициентов $\tilde{a}_0(t)$ и $\tilde{a}_1(t)$ на практике берут МНК-оценки коэффициентов линейного тренда $\tilde{x}_t = a_0 + a_1 t$, определенные по исходному временному ряду или его части. Начальные значения сезонного фактора для аддитивной модели определяют усреднением отклонений фактических уровней от расчетных ($\tilde{y}_t$) для каждой фазы цикла (например, для одноименных месяцев, кварталов). Влияние начальных условий на прогностическую оценку зависит от величины весов и длины ряда.

Модель Тейла-Вейджа была нами реализована для прогноза сезонного хода УМО. Предварительно вся выборка за 1993-2008 гг. ($N=168$) была разделена на зависимую (1993-2004 гг.) и независимую (2005-2008 гг.) части. По зависимой части осуществлялось построение самой модели и ее верификация, а независимые данные использовались для проверки прогнозов УМО. В расчетах применялся пакет STATISTICA, в котором не только реализована данная модель, но и есть возможность автоматического подбора оптимальных коэффициентов адаптации. С этой целью осуществляется многоуровневый расчет моделей с автоматическим перебором всех параметров адаптации в заданных пределах и с заданным шагом, что позволяет практически сразу определить наиболее приемлемые их значения. При этом выбор весов можно делать, опираясь на минимум средней ошибки, средней абсолютной ошибки, сумму квадратов ошибок, по среднему квадратов ошибки или же по процентному соотношению ошибок в каждой модели.

На рис. 2 представлены оценки систематической и среднеквадратической ошибок, полученные по зависимой выборке с изменением первого параметра адаптации λ_1 в диапазоне $0,1 < \lambda_1 < 0,9$. Остальные два параметра λ_2 и λ_3 оказались близкими к нулю. Как видно из рисунка, значения систематической ошибки на 2 порядка меньше, поэтому ею можно пренебречь. Что касается среднеквадратической ошибки, то ее минимальные значения отмечаются в диапазоне $\lambda_1 = 0,2-0,3$, поэтому в качестве оптимальной оценки параметра адаптации была взята величина $\lambda_1 = 0,264$.

С использованием указанного параметра адаптации был выполнен расчет сезонного хода УМО для зависимой выборки и определены различные статистические параметры модели (табл. 1). Одновременно с этим для сравнения приводятся аналогичные оценки статистических параметров модели, состоящей из суммы линейного тренда и годовой гармоник УМО, которую назовем условно детерминированной. Как видно из табл. 1, обе модели почти полностью описывают дисперсию УМО ($R^2=0,94-0,95$), а их стандартные ошибки невелики и значительно меньше стандартного отклонения УМО по фактическим данным. Это является объективной предпосылкой для успешного прогноза уровня. Из сравнения моделей друг с другом следует, что некоторое преимущество имеет адаптивная модель. Принципиальное отличие ее от детерминированной модели состоит в том, что она дополнительно учитывает часть дисперсии, сосредоточенной в случайной компоненте разложения (1).

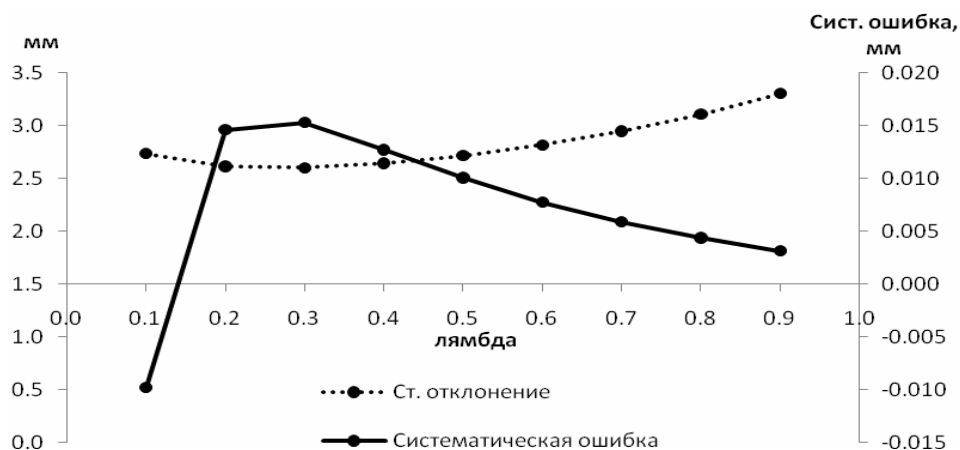


Рис. 2. Оценки систематической и среднеквадратической ошибок по зависимой выборке при изменении параметра адаптации в диапазоне $0,1 < \lambda < 0,9$ для модели Тейла-Вейджа

Таблица 1

Оценки статистических параметров адаптивной и детерминированной моделей УМО для зависимой (1993–2004 гг.) и независимой (2005–2008 гг.) выборки

Модель	Выборка	Коэффициент детерминации	Критерий Фишера	Стандартная ошибка модели, мм	Стандартное отклонение фактических значений УМО, мм
Детерминированная	Зависимая	0,94	2056	3,16	12,65
	Независимая	0,73	122	2,86	5,65
Адаптивная	Зависимая	0,95	2957	2,66	12,65
	Независимая	0,75	141	2,62	5,65

Рассмотрим теперь результаты прогноза сезонного хода УМО на 4 года, т.е. на 48 месяцев. На рис. 3 приводятся предвычисленные по обеим моделям и фактические значения УМО. Нетрудно видеть, что в целом отмечается их хорошее соответствие, причем результаты прогноза УМО по адаптивной модели несколько лучше. Это подтверждают и оценки статистических параметров, представленных в табл. 1 для независимой выборки. Действительно, для адаптивной модели коэффициент детерминации выше, а стандартная ошибка меньше.

Поскольку точность описания фактических значений УМО прогностическими моделями не остается одинаковой год от года, то обратимся к табл. 2, в которой представлены различные параметры ошибок, полученные при прогнозе годовых серий УМО по адаптивной модели. Систематическая ошибка оценивалась как разность фактических и прогностических среднегодовых значений УМО. Как видно из рис. 3, точность прогноза УМО год от года существенно меняется. Максимальное завышение прогностических оценок отмечается в 2006 г., когда оно составляет 2,1 мм. В среднем за 4 года завышение УМО равно 0,5 мм, т.е. представляет малую величину.

Наименьшая относительная ошибка наблюдается в 2005 г., а максимальная – в 2008 г. Вероятно, это связано с тем, что при удлинении периода заблаговременности точность прогноза обычно уменьшается. Действительно, если вычислить эффективность прогноза УМО как $k = \text{стандартная ошибка прогноза} / \text{стандартное отклонение УМО}$, то прослеживается четкая закономерность последовательного возрастания k от 0,44 в 2005 г. до 0,68 в 2008 г.



Рис. 3. Сопоставление фактических и предвычисленных по адаптивной и детерминированной моделям среднемесячных значений УМО по независимым данным за 2005-2008 гг.

Таблица 2

Оценки погрешностей прогноза годовых серий УМО на основе адаптивной модели по независимым данным

Год	Среднее значение, мм	Стандартное отклонение, мм	Систематическая ошибка, мм	Стандартная ошибка прогноза, мм	Максимальная ошибка прогноза, мм	Месяц с максимальной ошибкой
2005	21,87	4,62	0,62	2,05	5,39	12
2006	26,45	5,42	2,14	2,93	4,85	6
2007	26,31	3,72	-1,04	2,25	-3,79	9
2008	30,60	5,52	0,20	3,78	8,93	5

В заключение рассмотрим возможные изменения УМО в течение 2009-2012 гг., рассчитанные по обеим моделям. Верификация моделей осуществлялась для выборки 1993–2008 гг. Прогностические значения УМО приводятся на рис. 4. Нетрудно видеть, что обе модели дают согласованные оценки возможных изменений УМО. При этом даже скорость роста уровня примерно одинакова. Для детерминированной модели он соответствует зависимой выборке и составляет 3,23 мм/год, а для адаптивной модели – 3,54 мм/год. Итак, к 2013 г. УМО может повыситься на 13–14 мм и по сравнению с 2009 г. и составить 45–46 мм.



Рис. 4. Независимый прогноз УМО по адаптивной, детерминированной моделям и их линейные тренды

Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (грант 09-05-00389).

Ключевые слова: уровень, альтиметрия, прогноз, адаптивный анализ, тренды.

Литература

1. Малинин В.Н., Гордеева С.М., Шевчук О.И. Изменчивость уровня Мирового океана за последние 140 лет // Ученые записки РГГМУ. 2007. Вып.4. С.125–132.
2. Church J.A., White N.J. A 20th century acceleration in global sea-level rise // Geophysical Res. Letters. 2006. V.33. No.1. L01602.
3. Jevrejeva S., Grinsted A., Moore J.C., Holgate S. Nonlinear trends and multiyear cycles in sea level records // J. Geophys. Res. 2006. V.111. No.C9. C09012.
4. Cazenave A., Nerem R.S. Present-day sea level change: Observations and causes // Rev. Geophys. 2004. V.42. No.3. P.1-20.
5. Nerem R.S., Chambers D.P., Leuliette E.W., Mitchum G.T. Satellite Measurements of Sea level Change: Where have been and where are we going / ESA Portal. Earthnet online. Дата обновления: 07.10.2003. URL: <http://earth.esa.int/cgi-bin/confalt15y.pl?abstract=1092>.
6. IPCC. Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Intergovernmental Panel on Climate Change Fourth Assessment Report Climate Change 2007 // Eds.Bernstein L. et al., Cambridge; New York, Cambridge university press. 2007. 940 p.
7. Фукс В.Р. Уровень Мирового океана как индикатор глобального потепления // География и современность. СПб.: Изд-во СПбГУ. 2005. Вып.10. С.73-93.
8. Малинин В.Н. Изменчивость глобального водообмена в условиях меняющегося климата // Водные ресурсы. 2009. №1.
9. Малинин В.Н., Шевчук О.И. Эвстатические колебания уровня Мирового океана в современных климатических условиях. Изв. РГО. 2008. Т.140. Вып.4. С.20-30.
10. Малинин В.Н., Шевчук О.И. О возможных изменениях уровня Мирового океана в ближайшие десятилетия // Общество. Среда. Развитие. 2009. № 2.
11. Sea Level Change / University of Colorado at Boulder. URL: <http://sealevel.colorado.edu>
12. Leuliette E.W., Nerem R.S., Mitchum G.T. Calibration of TOPEX/Poseidon and Jason altimeter data to construct a continuous record of mean sea level change // Marine Geodesy. 2004. 27(1-2). Pp.79–94.
13. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики. М.: ЮНИТИ, 1998. 1022 с.
14. Дуброва Т.А. Прогнозирование социально-экономических процессов. М.: Маркет ДС, 2007. 192 с.
15. Лукашин Ю.П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов. М.: Финансы и статистика. 2003. 415 с.
16. Brown R.G. Smoothing, forecasting and prediction of discrete time-series. Prentice-Hall, New Jersey, 1962
17. Theil H., Wage S. Some observations on adaptive forecasting // Management Science. 1964. Vol.10. Mb 2.

Статья поступила в редакцию 09.04.2009 г.