ГОСУДАРСТВЕННЫЙ КОМИТЕТ СССР
ПО ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИИ
И КОНТРОЛЮ ПРИРОДНОЙ СРЕДЫ

ТРУДЫ
ОРДЕНА ТРУДОВОГО КРАСНОГО ЗНАМЕНИ
ГЛАВНОЙ
ГЕОФИЗИЧЕСКОЙ ОБСЕРВАТОРИИ
им. А. И. ВОЕЙКОВА

Выпуск

505

ПРИМЕНЕНИЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ В МЕТЕОРОЛОГИИ

Под редакцией
д-ра физ.-мат.наук М. И. Юдина,
канд.геогр.наук А. В. Мещерской

Российский государственный
гидрометеорологический
институт
БИБЛИОТЕКА
195196, СПб, Малоохтинский пр., 98

ЛЕНИНГРАД ГИДРОМЕТЕОИЗДАТ 1986

УДК 551. 509

Сборник посвящен применению статистических методов в метеорологии, климатологии, а также при разработке методов долгосрочных метеорологических прогнозов. Оценивается роль облачности и теплового состояния океана в формировании метеорологического режима на территории СССР. Анализируются и обобщаются данные о статистической структуре метеорологических полей. Приводятся результаты эмпирического анализа трендов многолетних метеорологических рядов. С помощью статистического моделирования рассматриваются вопросы изменения климата и экономической эффективности метеорологической информации, в том числе прогнозов.

Для специалистов в области метеорологии и смежных дисциплин.

The book deals with the problems of statistical methods as applied to meteorology and climatology as well as with the development of long-term meteorological prediction. Impact of cloudiness ahd thermal conditions of the ocean to the meteorological regime formation over the USSR territory is estimated. Data on the statistical structure of meteorological fields are analyzed and generalized. The results of empirical analysis of trends for manyyear meteorological series are discussed. Using statistical modelling, some evaluations are given to the problems of climatic changes. Economical effect of meteorological information is considered also.

The book is intended for specialists working in the field of meteorology as well as for those specialised in the related areas.

37672

П $\frac{1903040000-126}{069(02)-86}$ 46-86 (1)

© Главная геофизическая обсерватория им. А. И. Воейкова, 1986 г.

Ю. В. Житорчук

ОСНОВЫ ТЕОРИИ СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА НЕПЕРИОДИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ НА ФОНЕ ИНТЕНСИВНЫХ ШУМОВ

В целом ряде геофизических приложений встречается проблема выделения и статистического анализа непериодических сигналов на фоне интенсивных шумов. Примером такого рода задач может служить задача выделения из данных метеонаблюдений реакции атмосферы на вулканические извержения. В этом случае величина и географическое распределение реакции атмосферы являются теми сигналами, которые необходимо выделить на фоне изменений, вызываемых другими причинами, рассматриваемыми в данном случае в качестве источников шумов.

Понятия сигнала и шума связаны с содержательной постановкой решаемой задачи и в силу этого обстоятельства обладают свойством относительности. Так, например, при анализе реакции атмосферы на изменение температуры океана, реакция атмосферы на вулканические извержения уже относится к источникам шумов.

Характеристикой сигнала может служить значение некоторой статистики: среднего, дисперсии, коэффициента корреляции и т. д. Так, в рассмотренных примерах характеристикой сигналов являются соответственно средние значения изменений температуры, происходящих после извержений вулканов, и коэффициенты корреляции между температурой океана и анализируемыми метеопроцессами. В силу того что информация о статистических свойствах сигналов получается по данным выборки ограниченного объема, вместо истинного значения сигнала θ мы имеем дело с его выборочной оценкой

$$\tau = \theta + \xi, \tag{1}$$

представляющей из себя сумму сигнала θ и шума ξ.

Важнейшей характеристикой смеси сигнала и шума является отношение их дисперсий, называемое иногда отношением сигнала к шуму:

$$\eta = \frac{\sigma^2\{\theta\}}{\sigma^2_{\xi}}. \tag{2}$$

Для большинства статистик величина $\sigma^2\{\xi\}$ дисперсии шума представляет собой известную функцию объема выборки (см. например, /3/).

Методы математической статистики позволяют получить эффективные выборочные оценки τ, т. е. такие оценки, которые при фиксированном объеме выборки в среднем обладают минимально достижимым значением ошибки $\sigma\{\xi\}$. В настоящей работе будет рассмотрена тео-

рия оптимального оценивания совокупности статистик. На первый взгляд может показаться, что переход от оптимальных оценок выборочных статистик к их совокупности не требует какой-либо дополнительной обработки. В то же время при таком переходе может быть получена качественно новая информация — информация об отношении сигнала к шуму. Для того чтобы понять, как эту информацию использовать для увеличения точности каждой из статистик и насколько существенным является это уточнение, рассмотрим формальную постановку задачи.

Отметим, что впервые задача оптимального оценивания совокупности статистик была рассмотрена еще в 1956 г. в работе Стейна /4/, тем не менее до сих пор это направление статистического анализа не нашло применения в прикладных исследованиях.

Пусть имеется совокупность эффективных выборочных оценок одноименных статистик

$$\tau_1, \tau_2, \ldots, \tau_m, \tag{3}$$

взятых из соответствующих генеральных совокупностей, характеризующихся истинным значениями

$$\theta_1, \theta_2, \ldots \theta_m . \tag{4}$$

Выборочная оценка определяется с известной погрешностью, и поэтому между τ_i и θ_i справедливо соотношение (1). В силу оптимальности оценок τ_i следует их несмещенность

$$M\{\xi_i\} = 0 \tag{5}$$

и некоррелированность ошибки оценки с ее истинным значением

$$M\{\xi\theta\} = 0. \tag{6}$$

С учетом (1) – (6) получим выражение, связывающее дисперсию выборочных статистик с дисперсией их истинных величин:

$$\sigma^2\{\tau\} = \sigma^2\{\theta\} + \sigma^2\{\xi\}. \tag{7}$$

Используя (7), с учетом (2) можно получить оценку отношения сигнала к шуму:

$$\eta = \frac{\sigma^2\{\theta\}}{\sigma^2\{\xi\}} = \frac{\sigma^2\{\tau\}}{\sigma^2\{\xi\}} - 1. \tag{8}$$

В (8) входят значения двух дисперсий, одна из которых $\sigma^2\{\xi\}$ представляет из себя теоретическую оценку диперсии ошибки τ, известную для большинства статистик; вторая может быть рассчитана по эмпирическим данным (3):

$$\sigma^2\{\tau\} = \frac{1}{m-1}\sum_{i=1}^{m}(\tau_i - <\tau>)^2 . \qquad (9)$$

Здесь и далее оператор $<>$ – косые скобки – означает осреднение по совокупности статистик:

$$<\tau> = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\tau_i . \qquad (10)$$

Статистические свойства выборочных и истинных значений статистик в более общем виде могут быть описаны посредством использования соответствующих плотностей распределения $g(\tau)$ и $g(\theta)$.

Здесь необходимо сделать следующее замечание. Дело в том, что каждое из значений θ_i является неслучайным и, следовательно, обладает вырожденным δ-распределением. Однако в силу того что значения θ_i в принципе не известны, то их совокупность мы вправе рассматривать как совокупность случайных чисел и описать посредством плотности вероятности $g(\theta)$. Тогда между плотностями распределений τ и θ может быть записано следующее соотношение:

$$g(\tau) = \int g(\theta)\,x\,g(\tau/\theta)\,d\theta + \psi(\tau), \qquad (11)$$

где $\psi(\tau)$ – ошибка выборочной оценки $g(\tau)$;
$g(\tau/\theta) = g((\theta+\xi)/\theta)$ – условная плотность распределения выборочных статистик при фиксированном значении θ (см., например, /3/).

Анализ интегрального уравнения (11) показывает, что плотность распределения выборочных статистик может весьма существенно отличаться от плотности распределения истинных значений этих статистик. Для того чтобы показать это, запишем соотношения между первыми четырьмя моментами распределений $g(\tau)$ и $g(\theta)$.

В силу несмещенности оценок τ первые моменты $g(\tau)$ и $g(\theta)$ совпадают

$$M\{\theta\} = M\{\tau\} . \qquad (12)$$

Однако, как видно из соотношения (7), дисперсия τ всегда больше дисперсии θ. Тогда с учетом оценки отношения сигнала к шуму получим

$$\sigma^2\{\theta\} = \eta\sigma^2\{\xi\} = \frac{\eta}{\eta+1}\sigma^2\{\tau\}. \qquad (13)$$

Коэффициент асимметрии совокупности выборочных статистик может быть записан с учетом (1) – (6) в следующем виде:

$$S\{\tau\} = \frac{\langle(\tau - \langle\tau\rangle)^3\rangle}{\sigma^3\{\tau\}} = \frac{\mu_3\{\theta\} + \mu_3\{\xi\}}{\sigma^3\{\tau\}}, \qquad (14)$$

отсюда после очевидных преобразований имеем

$$S\{\theta\} = \left(\frac{\eta+1}{\eta}\right)^{3/2} S\{\tau\} - \frac{S\{\xi\}}{\eta^{3/2}}. \qquad (15)$$

Сравнительно часто плотность распределения ошибок выборочных статистик является симметричной. В этом случае (15) может быть упрощено:

$$S_\theta = \left(\frac{\eta+1}{\eta}\right)^{3/2} S\{\tau\}. \qquad (15а)$$

Аналогично получим соотношение для коэффициентов эксцесса

$$E\{\tau\} = \frac{\langle(\tau - \langle\tau\rangle)^4\rangle}{\sigma^4\{\tau\}} - 3 = \frac{\langle(\theta - \langle\theta\rangle)^4\rangle + 6\sigma^2\{\theta\}\,\sigma^2\{\xi\} + \langle(\xi)^4\rangle}{(\sigma^2\{\theta\} + \sigma^2\{\xi\})^2} - 3, \qquad (16)$$

откуда

$$E\{\theta\} = E\{\tau\}\,\frac{(\eta+1)^2}{\eta^2} - E\{\xi\}\,\frac{1}{(\eta+1)^2}. \qquad (17)$$

Таким образом, если при помощи выборочных статистик мы попытаемся описать свойства их истинных величин, то при этом возникнут систематические ошибки. А именно, будет завышена дисперсия распределения $g(\theta)$, систематическая ошибка коэффициентов асимметрии и эксцесса будет зависеть от соответствующих характеристик распределения $g(\xi)$. Особо отметим, что значения систематических ошибок в явном виде зависят от отношения сигнала к шуму. В тех случаях, когда дисперсия шума существенно превосходит дисперсию сигнала, система-

тические ошибки могут быть преобладающими. Напротив при $\eta \gg 1$ эффекты смещенности моментов распределения $g(\tau)$ становятся пренебрежимо малыми.

Поэтому описываемый в настоящей работе математический аппарат целесообразно использовать лишь в тех случаях, когда мы имеем дело с анализом сравнительно слабых сигналов на фоне интенсивных шумов. Как было показано в работе автора /1/, к числу таких задач, в частности, ртносятся задачи долгосрочного прогноза погоды и исследования предсказуемости атмосферных процессов.

Решение интегрального уравнения (11) дает возможность получить несмещенную оценку $\hat{g}(\theta)$. В свою очередь эта оценка может быть использована в качестве дополнительной информации для уточнения выборочных статистик, например, при помощи формулы Байеса

$$g(\theta/\tau) = \frac{\partial(\theta)\ g(r/\theta)}{\int_{-\infty}^{\infty} g(\theta)\ g(\tau/\theta)\, a\theta}. \qquad (18)$$

Приведем простейший пример, демонстрирующий возможности такого подхода. Предположим, в результате проверки статистической гипотезы $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \ldots = \theta_m$ установлена ее достоверность. Это означает, что с большой вероятностью можно утверждать, что различия выборочных статистик $\tau_1, \tau_2, \ldots, \tau_m$ вызваны лишь случайными выборочными погрешностями. Тогда на этом основании вместо совокупности, состоящей из m оценок, может быть получена одна $t = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\tau_i$, точность которой по сравнению с τ_i (в предположении независимости τ_i) увеличивается в $\sqrt{m}$ раз, отметим, что переход от τ_i к t осуществлен на основе дополнительной информации о функции распределения $g(\theta)$,о приближенном равенстве истинных значений статистик, а следовательно, о приближенном равенстве нулю отношения сигнала к шуму.

Рассмотрим различные методы решения интегрального уравнения (11), которые могут быть разделены (рис. 1) на байесовские методы, метод моментов, метод наименьших квадратов и метод Монте-Карло.

Байесовские методы получения оптимальных оценок основаны на использовании в явном виде оценки $g(\theta)$ в качестве априорной информации. Для получения такой оценки в свою очередь могут быть использованы параметрический и непараметрические подходы.

Непараметрический метод решения уравнения (11) основан на аппроксимации $g(\tau)$ и $g(\theta)$ ступенчатыми функциями, то есть, на замене плотностей вероятности соответствующими им гистограммами. В этом случае область изменения τ делится на К градаций. Для каждой из градаций рассчитываются частости, а интегральное уравнение (11) заменяется следующим конечно-разностным аналогом:

$$
\begin{cases}
g(\tau_{[1]}) = g(\theta_{[1]})\, g(\tau_{[1]}/\theta_{[1]}) + g(\theta_{[2]})\, g(\tau_{[1]}/\theta_{[2]}) + \dots \\
\dots + g(\theta_{[k]})\, g(\tau_{[1]}/\theta_{[k]}), \\
g(\tau_{[2]}) = g(\theta_{[1]})\, g(\tau_{[2]}/\theta_{[1]}) + g(\theta_{[2]})\, g(\tau_{[2]}/\theta_{[2]}) + \dots \\
\dots + g(\theta_{[k]})\, g(\tau_{[2]}/\theta_{[k]}), \\
\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\
g(\tau_{[k]}) = g(\theta_{[1]})\, g(\tau_{[k]}/\theta_{[1]}) + g(\theta_{[2]})\, g(\tau_{[k]}/\theta_{[2]}) + \dots \\
\dots + g(\theta_{[k]})\, g(\tau_{[k]}/\theta_{[k]}).
\end{cases} \qquad (19)
$$

Здесь индекс при переменных τ и θ, взятый в квадратные скобки, означает номер градации; $g(\tau_{[i]}/\theta_{[j]})$ — вероятность того, что выборочное значение находится в i-й градации при условии, что его истинное значение находится в j-й градации. Нетрудно видеть, что (19) является системой линейных уравнений, разрешимой относительно известных $g(\theta)$. Однако в силу плохой обусловленности системы (19), ее решение получается со значительной ошибкой.

Непараметрический подход имеет прежде всего теоретическое значение, поскольку позволяет получить оценку плотности распределения $\hat{g}(\theta)$ без каких-либо характерных для байесовского подхода субъективных предположений. В то же время при использовании дополнительных ограничений, носящих субъективный характер,

$$
\hat{g}(\theta_{[i]}) \geqslant 0; \quad \sum_{i=1}^{K} \hat{g}(\theta_{[i]}) = 1, \qquad (20)
$$

по-видимому, есть возможность увеличить эффективность этого подхода. В случае параметрического варианта байесовского подхода вид функций $g(\theta)$ задается исследователем, а решение интегрального уравнения (11) сводится к нахождению неизвестных параметров $g(\theta)$.

Подробно методы байесовского оценивания для нескольких видов аппроксимации $g(\theta)$ рассмотрены в работах /1, 2/, поэтому здесь лишь кратко остановимся на примере, когда $g(\theta)$ и $g(\tau/\theta)$ могут быть аппроксимированы нормальным распределением:

$$
g(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma\{\theta\}} \times \exp\left\{-\frac{(\theta - \langle\theta\rangle)^2}{2\sigma^2\{\theta\}}\right\}, \qquad (21)
$$

$$
g(\tau/\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma\{\xi\}} \times \exp\left\{-\frac{(\tau - \theta)^2}{2\sigma^2\{\xi\}}\right\}. \qquad (22)
$$

Неизвестные параметры $\langle\theta\rangle$ и $\sigma^2\{\theta\}$, входящие в (21), могут быть оценены методом моментов (12)—(13). Тогда, принимая в качестве оптимальной оценки значение математического ожидания θ_*, при ус-

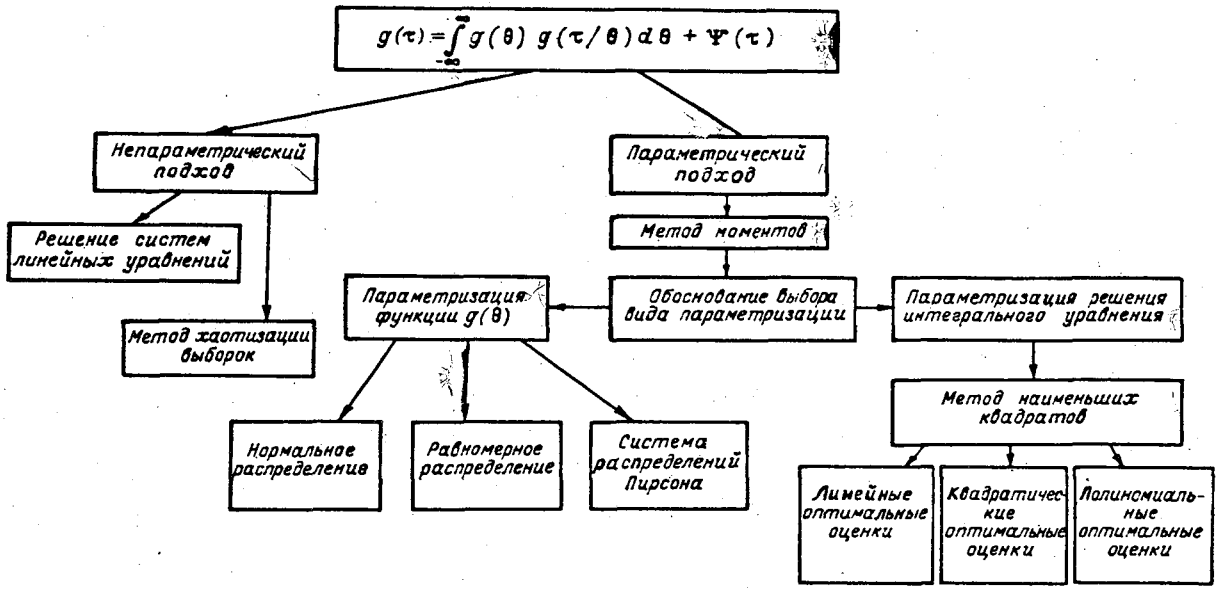

$g(\tau)=\int_{-\infty}^{\infty} g(\theta)\, g(\tau/\theta)\, d\theta + \Psi(\tau)$
Непараметрический подход
Параметрический подход
Решение систем линейных уравнений
Метод моментов
Метод хаотизации выборок
Параметризация функции $g(\theta)$
Обоснование выбора вида параметризации
Параметризация решения интегрального уравнения
Метод наименьших квадратов
Нормальное распределение
Равномерное распределение
Система распределений Пирсона
Линейные оптимальные оценки
Квадратические оптимальные оценки
Полиномиальные оптимальные оценки

Рис. 1.

ловии, что выборочная оценка равна τ, имеем;

$$t = M\{\theta/\tau\} = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} \theta\, g(\theta)\, g(\tau/\theta)\, d\theta}{\int_{-\infty}^{\infty} g(\theta)\, g(\tau/\theta)\, d\theta}. \qquad (23)$$

После очевидных преобразований с учетом (21) и (22) получим

$$t = M\{\theta/\tau\} = \frac{1}{\eta+1}\langle\tau\rangle + \frac{\eta}{\eta+1}\tau. \qquad (24)$$

Рассмотрим теперь получение оптимальных оценок при помощи метода наименьших квадратов. В общем случае оптимальная оценка является некоторой неизвестной функцией от выборочной оценки, т.е.

$$t = f(\tau). \qquad (25)$$

Тогда, представляя (25) в виде разложения в ряд Тейлора, можно записать

$$t = f(\tau) \approx a_0 + a_1\tau + a_2\tau^2 + \ldots + a_p\tau^p. \qquad (26)$$

Для определения оптимальных значений коэффициентов a_i может быть использован метод наименьших квадратов.

Рассмотрим класс линейных оптимальных оценок

$$t = a_0 + a_1\tau. \qquad (27)$$

В этом случае осредненная по множеству выборок и по множеству статистик квадратическая ошибка оценки (27) в зависимости от величины коэффициентов a_0 и a_1, будет иметь вид

$$M\,\epsilon^2 = \langle\overline{(\theta - a_0 - a_1\tau)^2}\rangle = \langle\theta^2\rangle + a_0^2 + a_1^2\langle\overline{\tau^2}\rangle - 2a_0\langle\theta\rangle -$$

$$-2a_1\langle\overline{\theta\tau}\rangle + 2a_0a_1\langle\overline{\tau}\rangle. \qquad (28)$$

Здесь и далее оператор $\overline{(\quad)}$ означает осреднение по множеству выборок. В тех случаях, когда это не будет специально оговариваться, множество выборок будет бесконечно большим и, следовательно, оператор $\overline{(\quad)}$ будет пониматься как синоним математического ожидания.

С учетом (1), (5) и (6) выражение (27) может быть записано в виде

$$M\{\epsilon^2\} = \langle\theta^2\rangle + a_0^2 + a_1^2\langle\theta^2\rangle + a_1^2\langle\overline{\xi^2}\rangle - 2a_0\langle\theta\rangle -$$

$$+2a_1\langle\theta^2\rangle + 2a_0a_1\langle\theta\rangle. \qquad (29)$$

Дифференцируя (29) по a_0 и a_1 и приравнивая производные к нулю:

$$\begin{cases} \dfrac{\partial \epsilon^2}{\partial a_0} = 2a_0 - 2\langle\theta\rangle + 2\langle\theta\rangle = 0, \\ \dfrac{\partial \epsilon^2}{\partial a_1} = 2a_1\langle\theta^2\rangle + 2a_1\langle\xi^2\rangle - 2\langle\theta^2\rangle + 2a_0\langle\theta\rangle = 0, \end{cases} \qquad (30)$$

после очевидных преобразований получаем оптимальные значения коэффициентов:

$$a_0 = \frac{\sigma^2\{\xi\}\ \langle\sigma\rangle}{\sigma^2\{\theta\} + \sigma^2\{\xi\}} \approx \frac{\langle\tau\rangle}{\eta + 1}, \qquad (31)$$

$$a_1 = \frac{\sigma^2\{\theta\}}{\sigma^2\{\theta\} + \sigma^2\{\xi\}} \approx \frac{\eta}{\eta + 1}. \qquad (32)$$

Сравнивая оценки (31) — (32) с коэффициентами уравнения (24), убеждаемся в их полной идентичности. Таким образом, линейные оценки вида (27) являются оптимальными в том случае, если распределение $g(\theta)$ близко к нормальному. Однако даже если распределение $g(\theta)$ сильно отличается от нормального, оценка (27) дает большую точность, чем обычная выборочная оценка τ.

Для того чтобы показать это, используем соотношение (28) для расчета отношения средней квадратической ошибки выборочной оценки τ к средней квадратической ошибке оценки (27):

$$\beta = \frac{\overline{\langle(\theta - \tau)^2\rangle}}{\overline{\langle(\theta - a_0 - a_1\tau)^2\rangle}} = \frac{\eta + 1}{\eta}. \qquad (33)$$

Отношение (33) получено в предположении, что значение η известно точно, т. е. число статистик, по которому оно было рассчитано, $m \to \infty$. Поэтому его следует рассматривать как максимально достижимое значение. В случае конечных m при $\eta = 0$ справедливо приближенное равенство $\beta \approx m$.

Рассмотрим класс квадратических оценок

$$t = a_0 + a_1\tau + a_2\tau^2 \qquad (34)$$

Проведя преобразования выражения (34), аналогичные преобразованиям (28) – (32), получим систему линейных уравнений, из которой по экспериментальным данным могут быть рассчитаны искомые коэффициенты:

$$\begin{cases} a_0 + a_1 \langle \tau \rangle + a_2 \langle \tau^2 \rangle = \langle \tau \rangle, \\ a_0 \langle \tau \rangle + a_1 \langle \tau^2 \rangle + a_2 \langle \tau^3 \rangle = \langle \tau^2 \rangle - \langle \xi^2 \rangle, \\ a_0 \langle \tau^2 \rangle + a_1 \langle \tau^3 \rangle + a_2 \langle \tau^4 \rangle = \langle \tau^3 \rangle - \langle \xi^3 \rangle. \end{cases} \quad (35)$$

Таким образом, включение квадратических членов в выражение (26) позволяет получить оптимальные оценки и в тех случаях, когда распределение $g(\theta)$ отлично от нормального.

В заключение отметим, что эффекты, возникающие при наличии большого количества статистических оценок, не столь уж малы и безобидны, как это может показаться на первый взгляд. Так, например, информативность предикторов, используемых в задачах долгосрочного прогноза погоды, характеризуется отношением сигнала к шуму $\eta = 0{,}1 - 0{,}3$ /1/. Поэтому сравнительно большие значения некоторых из коэффициентов корреляции между предикторами и предиктантом, по-видимому, обусловлены выбросами случайных ошибок, а не проявлением физических закономерностей. Аналогичные проявления случайности могут встречаться и в других задачах, связанных с анализом пространственно-временных особенностей тех или иных статистических характеристик метеорологических величин.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Житорчук Ю. В. О предсказуемости крупномасштабных атмосферных процессов с большой заблаговременностью. – Труды ГГО, 1981, вып. 446, с. 82–98.

2. Житорчук А. Т., Житорчук Ю. В. Учет априорной информации в регрессионных моделях прогноза погоды. – Труды ГГО, 1983, вып. 466, с. 110–119.

3. Кендал М. Дж., Стьюарт А. Теория распределений. – М.: Наука, 1966. – 588 с.

4. Stein C. M. Inadmissibility of the usnal estimator for the medn of a multi-variate normal distribution. Proc. Phird Berkeley Symp. Math Statist., Prob. V., I, 1956, p. 197–206.

И. Е. Чувашина, М. И. Юдин

ИССЛЕДОВАНИЕ ПРЯМЫХ И ОБРАТНЫХ СВЯЗЕЙ МЕЖДУ ТЕПЛОВЫМ СОСТОЯНИЕМ СЕВЕРНОЙ АТЛАНТИКИ И НЕКОТОРЫМИ ХАРАКТЕРИСТИКАМИ АТМОСФЕРНЫХ ПРОЦЕССОВ СЕВЕРНОГО ПОЛУШАРИЯ

Изучение взаимодействия океана и атмосферы естественно включает исследование как процессов, в которых аномалии океанических переменных предшествуют аномалиям в атмосфере (будем называть эти связи прямыми), так и процессов, характеризующих обратные связи.

Особый интерес ряда авторов вызывает проблема установления автоколебаний в системе океан—атмосфера.

В отчетливой форме эта проблема впервые была сформулирована В. В. Шулейкиным /10/, который дал на поставленный вопрос положительный ответ.

В дальнейших исследованиях Я. Бьеркнеса /11/, А. И. Дуванина /2/, Б. Л. Гаврилина и А. С. Монина /1/ и др. были рассмотрены некоторые физические механизмы, которые могут приводить к развитию автоколебаний в системе океан—атмосфера. Однако вопрос о реальной значимости этих механизмов взаимодействия требует дальнейших серьезных исследований. При этом должны привлекаться методы гидродинамического моделирования процессов в системе океан—атмосфера—континент, а также выполняться детальный статистический анализ прямых и обратных связей в этой системе с оценкой степени информативности этих связей.

В отделе динамической метеорологии ГГО ведутся работы в обоих указанных направлениях. В настоящей работе приводятся новые эмпирические данные о прямых и обратных связях в системе океан—атмосфера. Выполнено обобщение этих данных и показано, что гипотеза о существовании ряда последовательностей прямых и обратных связей и процессов автоколебательного типа подтверждается на довольно высоком уровне значимости. Сразу оговоримся, что мы не считаем возможным говорить об установлении причинных зависимостей до тех пор, пока предлагаемые цепочки прямых и обратных связей не подтверждены методами гидродинамического моделирования. Исходными данными для исследования прямых и обратных связей в системе океан—атмосфера послужили значения изменений энтальпии за месяц в 100-метровом слое воды (δQ_w) в районах океанических станций погоды A, C, E, D, M за период с 1949 по 1982 г. Районы Северной Атлантики, в которых расположены станции A, C, E, D, M, как показали авторы /6, B/, оказывают преимущественное влияние на циркуляцию атмосферы и формирование полей температуры и осадков на территории основных сельскохозяйственных районов СССР в весенне-летний период.

Данные о δQ_w подготовлены Л. А. Строкиной по предложенной ею методике /7/.

Поскольку перед нами поставлена задача исследования крупномасштабного взаимодействия атмосферы и океана, необходимо отфильтровать высокочастотные флуктуации и метеорологические „шумы". Известно /3/, что разложение полей метеорологических величин по естественным ортогональным составляющим (е. о с.) позволяет выделить крупномасштабные, как в пространстве, так и во времени, составляющие полей. При этом первые два коэффициента разложения (a_1 (p), a_2 (p)) полей давления по е. о. с. могут быть использованы в качестве индексов атмосферной циркуляции. Первые два коэффициента разложения полей аномалий температуры по е. о. с. (a_1 (ΔT)), a_2 (ΔT)) характеризуют наиболее крупномасштабные составляющие температурных полей.

В связи с этим для описания крупномасштабных составляющих атмосферных процессов были использованы первые два коэффициента разложения полей среднемесячного давления I и III естественных синоптических районов (е. с. р.), за период с 1949 по 1982 г., а также первые два коэффициента разложения по е. о. с. полей аномалий средних месячных температур воздуха северного полушария (a_i (ΔT)) за тот же период.

Исходные данные были представлены в виде 26 рядов месячных значений, начиная от февраля „текущего" года до января „позапрошлого" года. По данным каждой океанической станции и соответствующего коэффициента разложения рассчитаны корреляционные матрицы (всего 30 матриц) вида

$$\begin{vmatrix} r_{11}\, r_{12}\, r_{13} \cdots r_{1p} \cdots r_{126} \\ r_{21}\, r_{22}\, r_{23} \cdots r_{2p} \cdots r_{226} \\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \\ r_{q1}\, r_{q2}\, r_{q3} \cdots r_{qp} \cdots r_{q26} \\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \\ r_{261}\, r_{262}\, r_{263} \cdots r_{26p} \cdots r_{2626} \end{vmatrix},$$

r_{qp} — коэффициенты корреляции между δQ_w и a_{i_τ} в q-й и p-й месяцы.

Такая матрица позволяет анализировать прямые и обратные связи между δQ_w и соответствующей характеристикой атмосферных процессов.

На главной диагонали матрицы расположены коэффициенты корреляции, соответствующие синхронным статистическим связям между δQ_w и a_{i_τ}; правая часть характеризует асинхронные связи океана с атмосферой, левая — асинхронные связи атмосферы с океаном.

Статистическая значимость коэффициентов корреляции оценивалась по Z-преобразованию Фишера.

Для оценки интервалов заблаговременности, в которых имеют место статистически значимые прямые и обратные связи, применялся следующий метод.

Из каждой корреляционной матрицы выбирались значения r_{qp}, удовлетворяющие условия $Z/\sigma_z \geqslant 1{,}96$, что соответствует 5 %-ному уровню значимости. Затем значимые коэффициенты корреляции, характеризующие прямые и обратные связи между δQ_w и $a_{i\tau}$ по всем рассматриваемым океаническим станциям, были сгруппированы по временным интервалам от 3 до 6 мес., относящимся либо к холодному, либо к теплому периоду. В результате были построены таблицы значимых коэффициентов корреляции для указанных временных интервалов по всем станциям и для каждого $a_{i\tau}$. В полученной таким образом таблице обнаруживаются хорошо выраженные области максимумов. Суммируя числа значимых коэффициентов корреляции по разным временным интервалам, представляющим прямоугольную область, можно проверить гипотезу, что повторяемость больших по абсолютному значению коэффициентов корреляции не превышает заданной верхней доверительной границы (табл. 1) с априорно заданной вероятностью $P = 0{,}05$.

Периоды, рассматриваемые как влияющие, делились на теплое и холодное полугодие на основании анализа годового хода δQ_w, проанализированного в работе /8/. Периоды, на которые оказывается влияние, разбиты по естественным синоптическим сезонам (I—II, III—IУ, У—УI, УII—УIII, IX—X, XI—XII) в соответствии с /9/.

Для каждой группы коэффициентов корреляции рассчитана относительная повторяемость гипотетически значимых связей, и по формуле (1) определена верхняя доверительная граница.

Верхняя доверительная граница доверительного интервала случайного появления рассчитанной относительной повторяемости рассчитывалась по формуле

$$k = \alpha + 1{,}96\sqrt{\frac{\alpha(1-\alpha)}{n}}\ , \qquad (1)$$

где $\alpha = 0{,}05$, n — общее число коэффициентов корреляции в данной группе.

Если повторяемость гипотетически значимых связей располагается ниже верхней доверительной границы, то это указывает на случайность появления такой связи.

Верхние доверительные границы для каждой группы приведены в таблице 1.

Таблица 1

Доверительные границы для повторяемости значимых коэффициентов корреляции при разных значениях a и n.

n	$1-a$				
	0,90	0,95	0,98	0,99	0,995
60	0,096	0,106	0,115	0,123	0,129
120	0,083	0,089	0,096	0,101	0,106
180	0,077	0,080	0,88	0,092	0,096
a	0,10	0,05	0,02	0,01	0,005
$Z_{\pm}/\sigma_Z$	1,65	1,96	2,33	2,58	2,81

В результате анализа удалось выделить периоды, в течение которых повторяемости значимых коэффициентов корреляции превышают верхнюю доверительную границу. Обнаруженные прямые и обратные асинхронные связи между δQ_w и коэффициентами разложения схематично показаны на рис. 1 (на рис 1 а — прямые связи, на рис 1 б — обратные); цифры над стрелкой показывают временной сдвиг, под стрелкой — повторяемость значимых связей и общее число коэффициентов корреляции в данной группе.

Хотя значения повторяемостей коэффициентов корреляции между a_1 (ΔT) теплого периода и δQ_w последующего теплого периода находятся ниже доверительной границы, эти статистические связи рассматривались как значимые, поскольку повторяемости этих связей близки к верхней доверительной границе на протяжении длительного периода.

Анализ асинхронных связей между δQ_w (рис. 1 а) и характеристиками атмосферных процессов показал, что существуют статистически значимые зависимости между указанными параметрами с временными сдвигами 5–7, 10–13, 16–18 мес. Эти результаты хорошо согласуются с выводами Ю. В. Николаева /5/.

Из рис. 1 б видно, что между характеристиками атмосферы, главным образом поля давления, и δQ_w также существуют статистически значимые асинхронные связи со сдвигом в 3–7, 11–13, 16–17, 20–21 мес.

Рассмотрим последовательность асинхронных связей между крупномасштабными характеристиками атмосферных процессов и изменением энтальпии в Северной Атлантике. Для этого необходимо объединить схемы прямых и обратных связей, представленные на рис. 1 а и 1 б

В схеме прямых связей содержится семь, а в схеме обратного влияния — шесть звеньев. Для существования цепочки нужно, чтобы одно из

537677

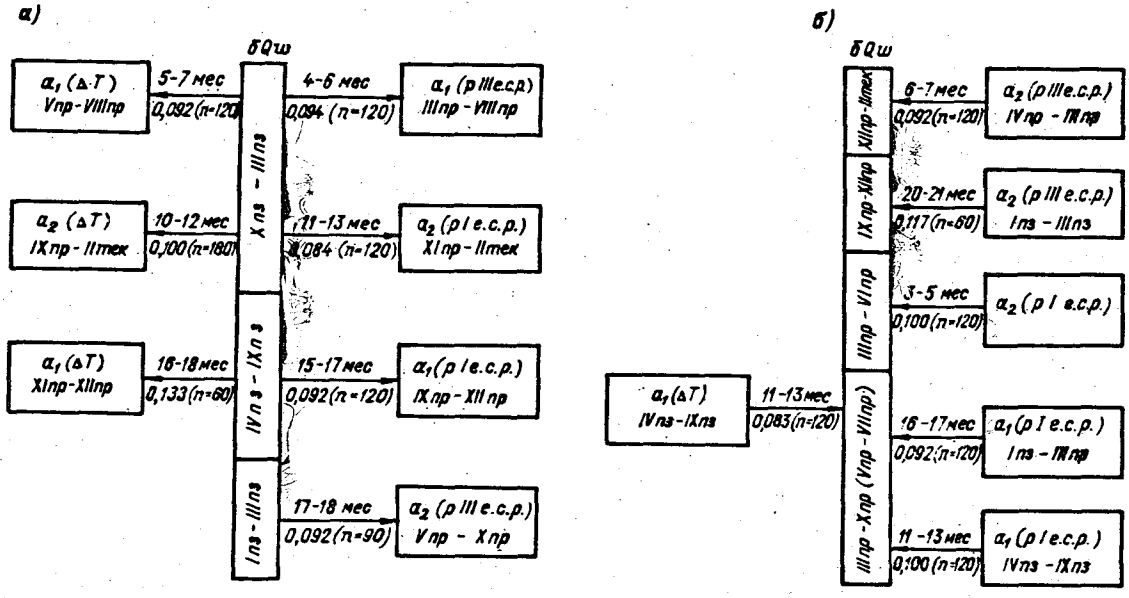


Рис. 1.

Российский государственный гидрометеорологический университет
Библиотека
СПб. 195196, Малоохтинский пр., 98

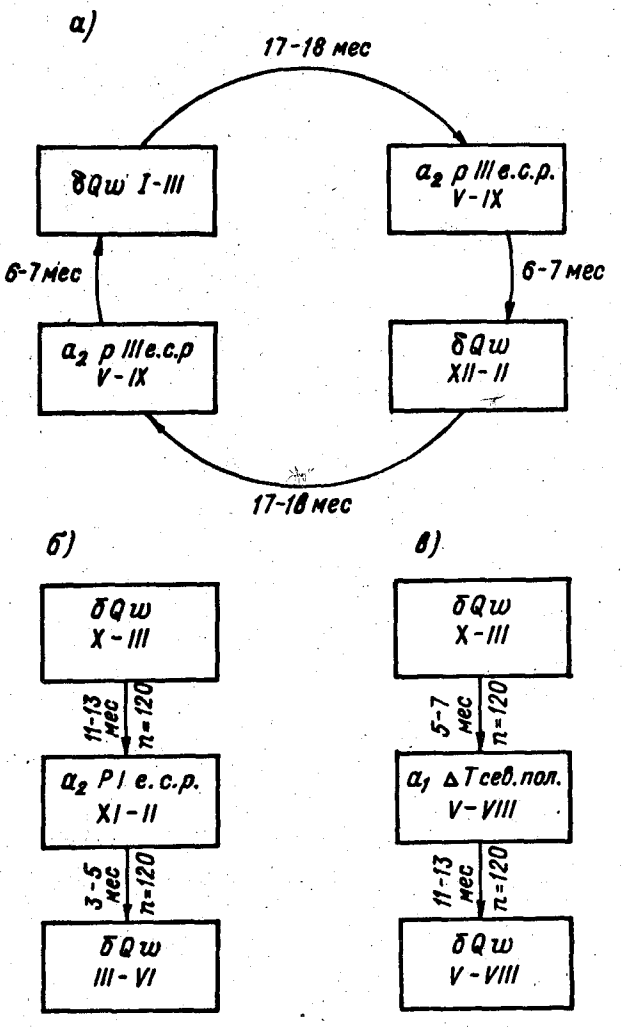

а)
17-18 мес
δQш I-III
a2 p III e.c.p.
V-IX
6-7 мес
6-7 мес
a2 p III e.c.p
V-IX
δQш
XII-II
17-18 мес
б)
δQш
X-III
11-13 мес
n=120
a2 P I e.c.p.
XI-II
3-5 мес
n=120
δQш
III-VI
в)
δQш
X-III
5-7 мес
n=120
a1 ΔT сев. пол.
V-VIII
11-13 мес
n=120
δQш
V-VIII

Рис. 2.

этих значений фигурировало в обеих схемах. На рис. 1 а и 1 б обнаруживается три общих (со сдвигом на год) атмосферных процесса, так что почти половину всех асинхронных связей оказывается возможным объединить в двучленные цепочки. Априорная вероятность появления такой цепочки мала и равна 2,6 %, что подтверждает существование в природе таких цепочек. Цепочки представлены на рис. 2.

Из рис. 2 а следует, что δQ_w и a_2 (р III е. с. р.) образуют замкнутый цикл: за зимней аномалией изменения энтальпий через 17—18 мес. следует аномалия в поле давления III е. с. р., за которой через 6—7 мес. возникают аномалии в поле δQ_w. Период колебаний равен 4 годам.

Аномалии δQ_w (рис. 2 б) в холодное полугодие через 11—13 мес. сказываются на формировании зимнего поля давления I е. с. р., аномалии в котором через 3—5 мес. приводят к изменению в поле весенне-летнего периода.

Из рис. 2 в видно, что аномалии в поле δQ_w холодного периода через 5—7 месяцев приводят к возникновению аномалии в поле температуры северного полушария теплого периода, аномалии которого через 11—13 мес. сказываются на формировании аномалий в поле δQ_w теплого периода.

Таким образом, представляется возможным сделать важный вывод о том, что в системе океан—атмосфера существуют последовательности прямых и обратных связей, а также процессы автоколебательного типа.

Аномалия в изменении энтальпии Северной Атлантики в холодное полугодие (рис. 2 б, 2 в) является исходной в последовательности крупномасштабных процессов, в ходе которых происходят существенные изменения полей температуры и давления.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гаврилин Б. А., Монин Л. С. Модель долгосрочного взаимодействия океана и атмосферы. – Докл. АН СССР, 1967, т. 176, № 4, с. 822–825.

2. Дуванин А. И. О модели взаимодействия между процессами в океане и атмосфере. – Океанология, 1968, вып. 4, с. 571–580.

3. Мещерская А. В., Руховец Л. В., Юдин М. И., Яковлева Н. И. Естественные составляющие метеорологических полей. – Л.: Гидрометеоиздат, 1981; 200 с.

4. Монин А. С. О физическом механизме изменений погоды.– Метеорология и гидрология, 1963, № 8, с. 43–46.

5. Николаев Ю. В. Крупномасштабное взаимодействие атмосферы и океана и проблема долгосрочных метеорологических прогнозов. – Труды ААНИИ, 1977, т. 347, с. 4–28.

6. Соскин И. М. Взаимосвязь между изменчивостью теплового состояния поверхностных вод Северной Атлантики и некоторыми показателями атмосферной циркуляции. – Труды ГОИН, 1972, вып. 114, с. 3–43.

7. Строкина Л. А. Определение изменения теплосодержания океанов. – Труды ГГО, 1967, вып. 209, с. 58–69.

8. Строкина Л. А., Чувашина И. Е., Юдин М. И. Изменение теплосодержания воды в Северной Атлантике как индикатор процессов с длительным последействием. – Метеорология и гидрология, 1983, № 4, с. 67–75.

9. Угрюмов А. И. Тепловой режим океана и долгосрочные прогнозы. – Л.: Гидрометеоиздат, 1981,.176 с.

10. Шулейкин В. В. Физика моря. – М.: Наука, 1968, 1083 с.

11. Bjerkness I. A large–scale disturbance of the atmoshperic circulation presumbly originating from the Equatorical Pacific. – В кн.: Динамика крупномасштабных атмосферных процессов. – М.: Наука, 1967, с.257-260.

В. И. Мирвис, М. И. Юдин, Р. В. Климентова

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ПРЯМЫХ И ОБРАТНЫХ СВЯЗЕЙ МЕЖДУ ОБЛАЧНОСТЬЮ И ТЕПЛОВЫМ СОСТОЯНИЕМ ОКЕАНА В СЕВЕРНОЙ АТЛАНТИКЕ

Значительный прогресс на пути решения проблемы долгосрочных прогнозов погоды не может быть достигнут без учета взаимодействия океана и атмосферы. На исследование этого взаимодействия в целях изучения короткопериодных изменений климата направлена национальная программа научных исследований „Разрезы". Как сказано в тексте программы: „Важным регулирующим механизмом в этих процессах (взаимодействия) является планетарная облачность, которая регулирует поток тепла к поверхности океана от нижележащих слоев в зимнее время (когда поток тепла в атмосферу в основном определяется динамикой атмосферы), тем самым воздействует зимой на интенсивность аномалий энтальпии в деятельном слое океана и на радиационное прогревание океана в летнее время" /9/.

Важная роль облачности как регулятора с обратной связью в процессах теплового взаимодействия океана и атмосферы была отмечена А. С. Мониным еще в 1963 г. /5/. Впоследствии на примере простой численной модели /1/ теоретически было показано, что аномалии облачности могут вызывать в системе океан–атмосфера колебания с периодами порядка нескольких месяцев. Косвенным подтверждением роли облачности являются полученные Ш. А. Мусаеляном и др. /2, 6, 7/ эмпирические асинхронные связи между облачностью над Северной Атлантикой и температурой воздуха на ЕТС. Гипотетический механизм этих связей наиболее кратко и четко сформулирован в /4/ и состоит в следующем: „Если аномально слабая облачность устанавливается на период порядка месяца или сезона, в этом регионе наблюдается значитель-

ный нагрев океана. Прогретые воды переносятся течениями в северные области Атлантического и Тихого океанов . . . , где в поверхностном слое океана под влиянием низких температур воздуха формируется зона вертикальной неустойчивости. Это приводит к мощным конвективным движениям, которые выносят накопленное тепло из глубинных слоев в атмосферу. Холодный полярный воздух вблизи этого региона создает резкие температурные контрасты, что приводит к возникновению мощных циклонов. Последние уносятся на восток . . . , создавая там зоны потепления".

Эмпирическому анализу прямых и обратных связей между облачностью и тепловым состоянием океана до последнего времени не уделялось достаточного внимания. Оценка статистических связей декадных аномалий облачности и некоторых характеристик теплового состояния океана в Северной Атлантике, предпринятая в /3/, не выявила четких закономерностей. Н. П. Смирновым и А. И. Угрюмовым /11/ были проанализированы связи между трехмесячными аномалиями облачности и температурой поверхности воды. В этой работе впервые на эмпирическом материале было показано, что в Северной Атлантике между летними аномалиями облачности и температуры поверхности воды существует отрицательная корреляция, максимум которой наблюдается в районе станции D ($r = -0{,}7$). Однако приведенные результаты, относящиеся главным образом к синхронным временным отрезкам, не позволяют ответить на вопрос о соотношении прямых и обратных связей в процессах формирования указанных аномалий.

В нашей работе рассмотрены синхронные и асинхронные связи аномалий количества общей и нижней облачности и следующих характеристик теплового состояния океана: температура поверхности воды T_w, изменение температуры поверхности воды (разность значений T_w, относящихся к соседним промежуткам времени) ΔT_w, изменение энтальпии 100-метрового слоя океана ΔQ_w, разность температур воздух—вода ΔT_{a-w}. Для анализа использованы данные 9 океанических станций погоды (A, B, C, D, E, I, J, K, M) в Северной Атлантике за период 1953—1974 гг. В настоящее время данные океанических станций погоды являются, к сожалению, единственной информацией, позволяющей анализировать одновременно временные ряды облачности и температуры поверхности воды, а также других перечисленных характеристик. Минимальный масштаб осреднения, рассматриваемый нами, составляет один месяц. Среднемесячные значения для T_w и ΔT_{a-w} взяты из /12/, а для облачности рассчитаны по результатам срочных наблюдений, опубликованных в виде зашифрованных синоптических телеграмм /16/. Данные ΔQ подготовлены Л. А. Строкиной по методике опубликованной в /13, 14/. Согласно этой методике, ΔQ определяется как функция ΔT_w, вследствие чего межгодовые вариации обеих величин тесно связаны.

Из анализа синхронных корреляционных связей между аномалиями облачности, с одной стороны, и T_w, ΔT_{a-w}, ΔQ, с другой — следует, что

наиболее заметной является отрицательная корреляция между аномалиями облачности и T_w, которая статистически значима для периода с марта по август уже при месячном осреднении переменных. На рис. 1 показано изменение соответствующих коэффициентов корреляции, осредненных по 9 станциям, в годовом ходе. При увеличении интервала осреднения аномалий абсолютное значение коэффициентов корреляции облачности и T_w, относящихся к периоду максимальной корреляции, сначала быстро растет, а затем выходит на плато (рис. 2). Наиболее быстрый рост наблюдается при переходе от месячного к трехмесячному осреднению. Аналогичный эффект для связей между аномалиями T_w и H_{500} был отмечен А. И. Угрюмовым /15/. Коэффициенты корреляции между аномалиями T_w и количества нижней облачности оказываются больше по абсолюному значению, чем для общей облачности, хотя и незначительно (последнее объясняется близостью над океаном значений балла общей и нижней облачности). В дальнейшем для анализа использованы аномалии, осредненные по трехмесячным интервалам. Рассмотрение синхронной корреляции аномалий облачности и температуры поверхности воды отдельно для каждой станции показывает, что наиболее продолжительный период значимой корреляции наблюдается на станциях D и M (рис. 3). Для C, D, K, J, M основной период приходится на летние месяцы (VI – VIII), несколько раньше он наблюдается на станциях A, B, I и несколько позже – на станции K. На карте (рис. 4) показано пространственное распределение коэффициентов корреляции для периода март–август. Оно близко к распределению, приведенному в /11/, полученному для периода июнь–август по данным 1951–1970 гг. Максимум корреляции ($r = -0{,}7$) приходится на район станции D.

Остановимся на анализе асинхронных связей. На рис. 5 приведены осредненные по 9 станциям кросскорреляционные функции между количеством облачности за летний (рис. 5 а) и зимний (рис. 5 б) сезоны и T_w (1), а также ΔT_w (2) при сдвиге по времени (τ) от –12 до 12 мес. (отрицательные значения τ соответствуют предшествованию данных по температуре воды, положительные – предшествованию данных по облачности); 5 %-ный доверительный уровень. Как видно из рисунков, максимум отрицательной корреляции для облачности за летний сезон и T_w соответствует синхронной связи. Однако существенное увеличение абсолютных значений коэффициентов корреляции начиная с $r = -6$ мес. свидетельствует о наличии связи между предшествующими значениями T_w и облачностью. На ход кросскорреляционных функций, отражающих связи облачности и T_w, большое влияние оказывает инерционность T_w (корреляция между данными T_w за соседние месяцы составляет $\sim 0{,}6$), поэтому более показательными, с нашей точки зрения, являются кросскорреляционные функции облачности и ΔT_w, хотя абсолютные значения коэффициентов корреляции для них заметно ниже. Из графиков этих функций видно, в частности, что летние аномалии облачности связаны отрицательной зависимостью с предшествующими аномалиями ΔT_w за

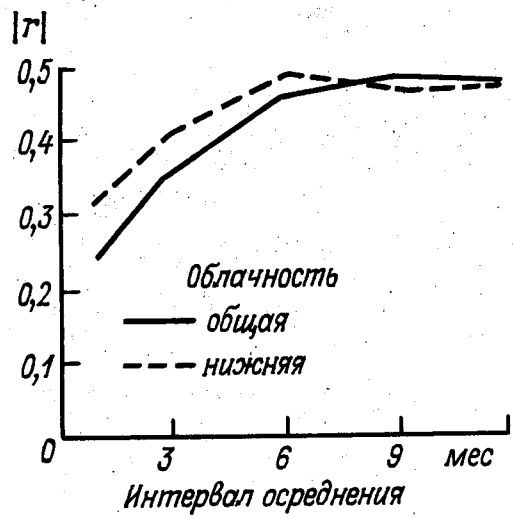

|r|
0,5
0,4
0,3
0,2
0,1
0
3
6
9
мес
Интервал осреднения
Облачность
общая
нижняя

Рис. 1.

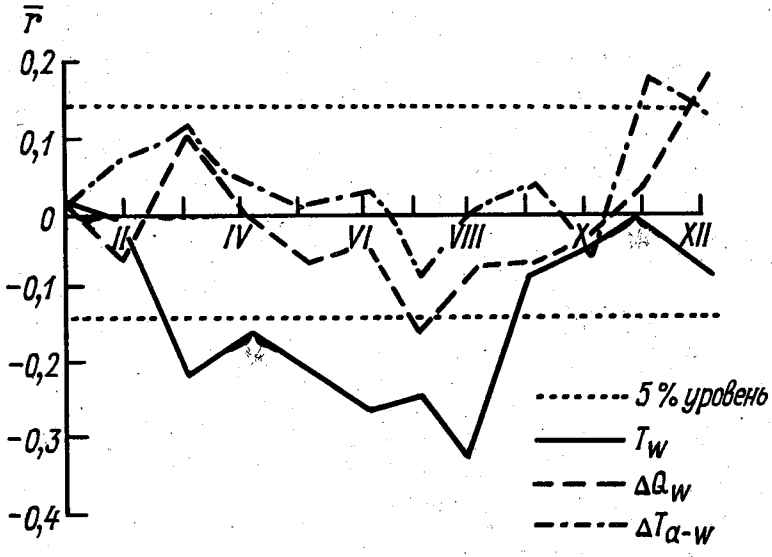

r̄
0,2
0,1
0
-0,1
-0,2
-0,3
-0,4
II
IV
VI
VIII
X
XII
5 % уровень
T_w
ΔQ_w
ΔT_{a-w}

Рис. 2.

Месяцы
I II III IV V VI VII VIII IX X XI XII
A
B
I
M
J
C
D
E
K
Период значимой корреляции
Центральный месяц 3-мес аномалий

Рис. 3.

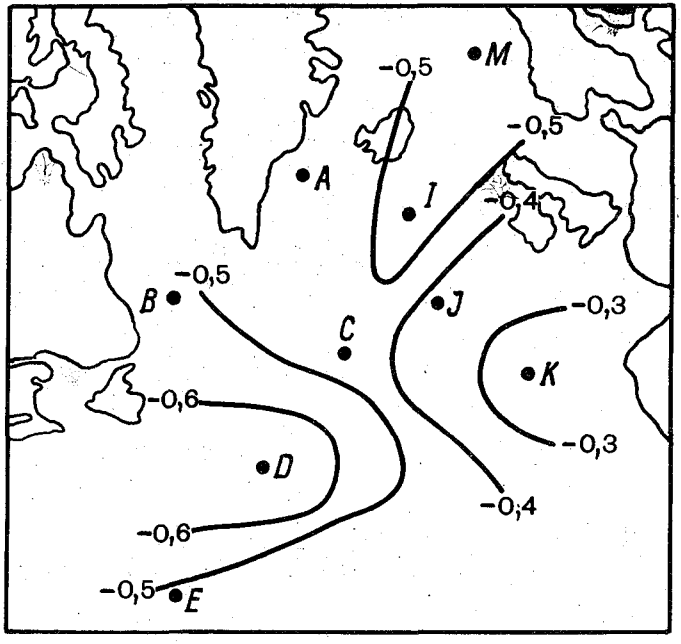

M
-0,5
-0,5
A
I
-0,4
-0,5
B
J
-0,3
C
K
-0,6
-0,3
D
-0,4
-0,6
-0,5
E

Рис. 4.

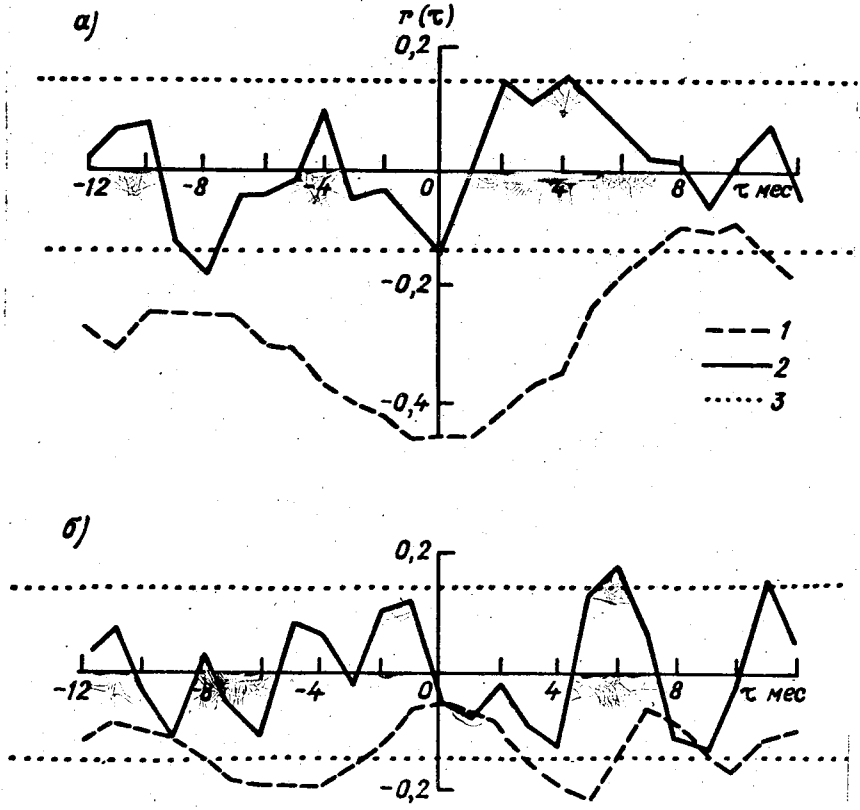


Рис. 5.

октябрь–декабрь ($\tau = -8$ мес), а также положительной корреляционной зависимостью с последующими аномалиями ΔT_w за октябрь–декабрь ($\tau = 4$ мес). Эти связи, как нетрудно заметить, образуют замкнутую цепочку, соответствующую колебанию с периодом 2 года (рис. 6). Так, положительная аномалия ΔT_w в ноябре влечет за собой отрицательную аномалию облачности в июле, которая в свою очередь способствует формированию синхронной положительной аномалии ΔT_w. Вероятным следствием развития этого процесса является отрицательная аномалия ΔT_w в ноябре следующего года (т. е. повышенная отдача тепла океаном); за ней следуют положительная аномалия облачности в июле, синхронная отрицательная аномалия ΔT_w и положительная аномалия ΔT_w в ноябре, после чего процесс повторяется. Рассмотренные зависимости имеют приблизительно одинаковую статистическую значимость (в среднем по данным семи станций $r/\sigma \sim 2{,}5$, т. е. гипотеза о случайности связей отвергается на 1 %-ном уровне значимости).

Аналогичную цепочку связей удалось установить между аномалиями облачности и повторяемостью формы Е циркуляции атмосферы (по Г. Я. Вангенгейму). Эти связи показаны на рис. 6 во внутреннем кольце. Из сопоставления обеих цепочек можно предположить наличие связи между аномалиями ΔT_w и повторяемостью формы Е через 4 мес, являющуюся промежуточным звеном в цепи изменение температуры воды — облачность. Такая связь, как известно, была обнаружена ранее и отмечена, в частности, Ю. В. Николаевым /8/.

Рассмотренная цепочка связей, полученная в результате эмпирического анализа, не укладывается в схему А. С. Монина /5/, согласно которой за потеплением океана следует развитие конвекции и увеличение облачности с последующим охлаждением океана, установлением устойчивой стратификации, уменьшением облачности и прогреванием океана. По-видимому, в Северной Атлантике для рассмотренных временных масштабов существуют иные механизмы связи летней аномалии облачности с тепловым состоянием поверхности океана, в которых не последнее место принадлежит циркуляции атмосферы. Согласно исследованиям В. Г. Семенова /10/, положительные аномалии T_w в Северной Атлантике приводят к формированию высотного гребня над этим районом и перестройке атмосферной циркуляции, что, несомненно, должно сказаться на полях облачности.

Кросскорреляционные функции для зимней облачности (рис. 5 б) показывают, что связи здесь значительно слабее, особенно между аномалиями облачности и изменениями температуры воды. Хочется отметить, тем не менее, что по знаку коэффициентов корреляции связи предшествующих значений ΔT_w с последующими аномалиями облачности для $\tau = -1, -2$ мес оказываются положительными, а связи аномалий облачности с последующими значениями ΔT_w ($\tau \approx 1$–4 мес) отрицательными, что качественно соответствует схеме А. С. Монина.

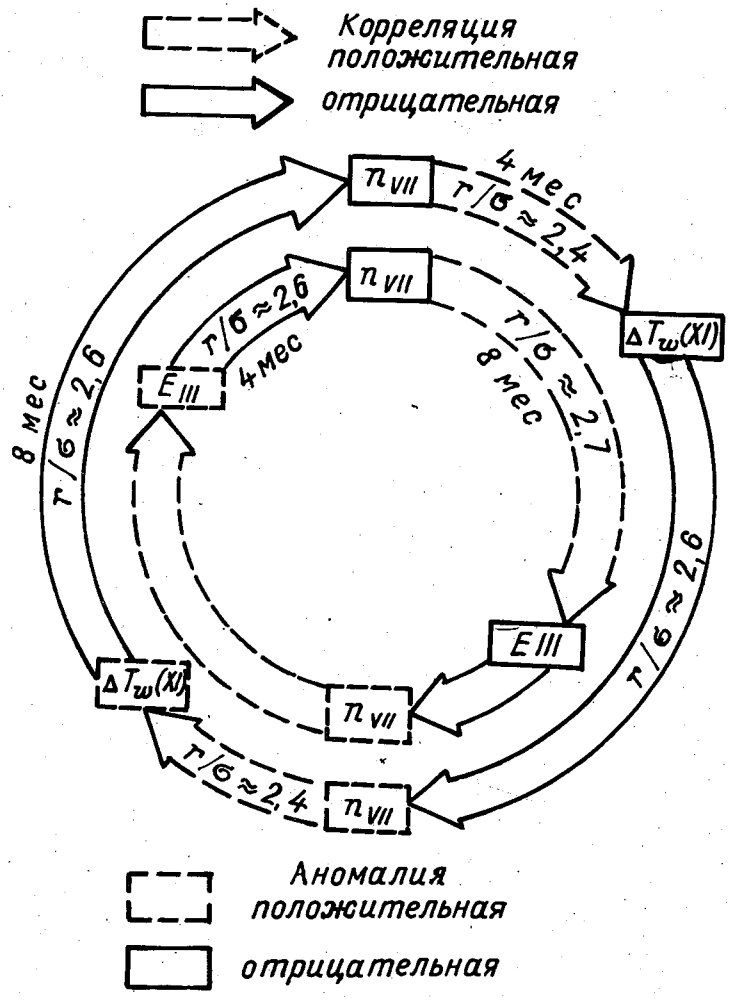

Корреляция
положительная
отрицательная
n_{VII}
4 мес
$r/\sigma \approx 2,4$
$\Delta T_w(XI)$
$r/\sigma \approx 2,6$
8 мес
$r/\sigma \approx 2,7$
E_{III}
4 мес
$r/\sigma \approx 2,6$
8 мес
$r/\sigma \approx 2,6$
E_{III}
$\Delta T_w(XI)$
n_{VII}
$r/\sigma \approx 2,4$
n_{VII}
Аномалия
положительная
отрицательная

Рис. 6.

Подводя итог, можно сказать, что эмпирический анализ прямых и обратных связей аномалий теплового состояния поверхности океана, циркуляции атмосферы и облачности позволяет обнаружить на довольно высоком уровне статистической значимости наличие в указанной системе автоколебательного процесса. Следует отметить, однако, что поскольку объем исходных данных, пригодных для такого анализа, невелик (данные 9 станций за 1953–1974 гг.), полученные выводы являются предварительными.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гаврилин Б. А., Монин А. С. Модель долгосрочного взаимодействия океана и атмосферы. – Докл. АН СССР, 1967, т. 176, № 4, с. 822–825.

2. Задорожная Т. И. Оценка вклада облачности отдельных районов Северной Атлантики в изменение температуры воздуха на территории Европы. – Труды Гидрометцентра СССР, 1980, вып. 222, с. 19–26.

3. Клешенко Л. К. О связи общей облачности над Северной Атлантикой с полями других метеорологических элементов. – Труды ВНИИГМИ–МЦД, вып. 53, 1977, с. 22–26.

4. Марчук Г. И. Моделирование изменений климата и проблема долгосрочного прогноза погоды. – Метеорология и гидрология, 1979, № 7, с. 25–36.

5. Монин А. С. О физическом механизме изменений погоды. – Метеорология и гидрология, 1963, № 8, с. 43–46.

6. Мусаелян Ш. А. О природе некоторых сверхдлительных атмосферных процессов. Предварительные феноменологические аспекты проблемы. – Л.: Гидрометеоиздат, 1978, 142 с.

7. Мусаелян Ш. А. Проблема предсказуемости атмосферы и некоторые вопросы гидродинамической теории долгосрочного прогноза погоды. – Метеорология, 1983, № 7, с. 5–16.

8. Николаев Ю. В. Крупномасштабное взаимодействие атмосферы и океана и проблема долгосрочных метеорологических прогнозов. – Труды ААНИИ, 1976, т. 332, с. 114–118.

9. Программа исследования взаимодействия атмосферы и океана в целях изучения короткопериодных изменений климата (Программа „Разрезы") /Под ред. акад. Г. И. Марчука. – Атмосфера, океан, космос. – Программа „Разрезы". (Итоги науки и техники ВИНИТИ АН СССР). М.: 1983, т. 1, 60 с.

10. Семенов В. Г. Влияние Атлантического океана на режим температуры и осадков на Европейской территории СССР. – Л.: Гидрометеоиздат, 1960. 148 с.

11. Смирнов Н. Н., Угрюмов А. И. Исследование взаимодействия океана и атмосферы в целях долгосрочных прогнозов. – Труды ЛГМИ, 1982, вып. 78, с. 10–23.

12. Средние месячные, декадные и пентадные температуры воды, воздуха, разности температур „воздух–вода" и скорости ветра в отдельных районах Северной Атлантики (1953–1974 гг.). – Изд-во ВНИИГМИ–МЦД, Обнинск, 1979.

13. Строкина Л. А. Определение изменения теплосодержания океанов. – Труды ГГО, 1967, вып. 209, с. 58–69.

14. Строкина Л. А., Смирнова А. И. Связь изменения теплосодержания деятельного слоя Северной Атлантики и изменения температуры воды на поверхности. – Океанология, 1969, вып. 3, с. 398–403.

15. Угрюмов А. И. Тепловой режим океана и долгосрочные прогнозы погоды. – Л.: Гидрометеоиздат, 1981, 176 с.

16. Täglicher Wetterbericht. Offenbach a. M. 1953–1974.

В. М. Мирвис, И. П. Гусева

ОБЛАЧНОСТЬ НАД СЕВЕРНОЙ АТЛАНТИКОЙ ПО СПУТНИКОВЫМ И НАЗЕМНЫМ ДАННЫМ

В последние годы в ряде теоретических и эмпирических исследований было показано, что облачность над океанами, в частности над районом Северной Атлантики, оказывает существенное влияние на процессы теплового взаимодействия океана и атмосферы, регулируя поглощение и отдачу тепла океаном (/6, 10, 13/ и др.). Интерес к данным об облачности связан также с тем, что облачность является индикатором целого ряда процессов, протекающих в атмосфере. Исключительная важность получения адекватных данных по климатологии глобального облачного покрова нашла отражение в Международном проекте по спутниковой климатологии облачности, осуществление которого началось с 1983 г. /16/.

Данные о количестве облачности над Северной Атлантикой представлены в настоящее время результатами наблюдений океанических станций погоды, попутных судов и спутниковыми наблюдениями. Однако в систематизированном виде на магнитных лентах во ВНИИГМИ–МЦД имеется только архив спутниковой облачности, осредненной по сферическим трапециям (10° по долготе и 5° по широте), для северного и южного полушария.

В ряде работ, выполненных в последние годы, обобщены данные об облачности для земного шара в целом, а также для района Северной Атлантики. Географическое распределение общего количества облаков по средним многолетним данным наземных наблюдений для всего земного шара показано в работах /3, 4/. В работе /5/ построены карты распределения количества облаков непосредственно для Северной Атлантики по данным наблюдений попутных судов, осредненным по пятиградусным квадратам (за период 1949–1971 гг.). Распределение количества облачности по результатам спутниковых наблюдений рассмотрено в работах /2, 9, 15/.

Накопление большого количества спутниковых наблюдений за облачностью существенно расширило возможности анализа роли облач-

ности над океанами. Однако вместе с тем встал вопрос о сопоставлении спутниковых и наземных данных об облачности. Уже первые работы по сравнению спутниковых и наземных данных, достаточно подробный обзор которых содержится в /11/, показали систематическое расхождение в количественной оценке облачности, состоящее в том, что по спутниковым наблюдениям фиксируются меньшие значения балла облачности, чем по наземным. Указываются причины этого расхождения, главными из которых являются:

1) завышение количественной оценки облачности по наземным наплюдениям за счет регистрации боковых стенок облаков, а также при расчете среднесуточных значений без учета ночных наблюдений (так как обычно ночью облачность меньше);

2) занижение количественной оценки облачности по спутниковым данным за счет возможного неучета тонких кристаллических облаков, а также облаков над снежной и ледяной поверхностью.

Степень проявления названных эффектов неодинакова в различных географических районах и в зависимости от сезона. Отмечается, в частности, увеличение различий между спутниковыми и наземными данными в высоких широтах, а также бо́льшие расхождения летом, чем зимой /15/. Сопоставление средних месячных значений облачности по спутниковым и наземным данным для ряда пунктов Северной Атлантики по критерию Стьюдента, выполненное И. В. Морозовой /11/, показало хорошее их согласие, при условии, что спутниковая облачность оценивается по верхнему пределу зафиксированной градации, т. е. увеличена приблизительно на 10—15 %. Автором были использованы данные за февраль 1968—1970 гг. В работе /18/ расхождение в данных об облачности массовых судовых и спутниковых наблюдений, осредненных по пятиградусным квадратам для полосы 30° ю. ш. — 30° с. ш., оценивается в 8 % (количество облаков по судовым наблюдениям больше, чем по спутниковым). Сравнение спутниковых данных об облачности и данных наблюдений попутных судов, осредненных по сферическим трапециям $5^{\circ}\ \varphi\ \times\ 10^{\circ}\ \lambda$ для Северной Атлантики (за 1971—1973 гг.), выполнено в работе /14/. Отмечается, что для широт севернее 60° с. ш. судовые наблюдения регистрируют несколько больший балл облачности, чем спутниковые, а в полосе $0—20^{\circ}$ с. ш., наоборот. Последнее расходится с выводами /18/. В нашей работе к анализу привлечены средние месячные значения количества облачности для океанических станций погоды (A, B, C, D, E, I, Y, K, M), вычисленные по результатам ежедневных срочных наблюдений за 1953—1974 гг., опубликованных в /17/, а также среднемесячные значения количества облачности по спутниковым наблюдениям (осредненные для сферических трапеций с шагом 5° по широте и 10° по долготе) за 1966—1983 гг. Были рассмотрены многолетние средние месячные значения количества облачности $(\overline{n})$ и средние квадратические отклонения средних месячных за отдельные годы от многолетних средних (σ) по тем и другим данным в отдельности

вычисленные по всему имеющемуся ряду наблюдений, а также проверялось наличие в рядах линейного временного тренда. Наряду с этим было выполнено сопоставление среднемесячных значений количества облачности по спутниковым и наземным данным для океанических станций погоды за каждый год с 1966 по 1974 г. Остановимся прежде всего на результатах этого сопоставления.

Мы не располагали данными, позволяющими определить количество облачности по спутниковым наблюдениям непосредственно в точках расположения океанических станций погоды. В связи с этим указанные значения были определены путем интерполяции из соседних узлов. Безусловно, такой способ вносит дополнительные погрешности, связанные с ошибками интерполяции, а также с различным масштабом пространственного осреднения спутниковых и наземных данных. Однако, учитывая довольно высокую степень пространственной корреляции средних месячных значений количества облачности в этом районе (коэффициенты корреляции между соседними узлами составляют ~0,6—0,9), мы сочли возможным воспользоваться таким приемом, тем более, что случайные погрешности не должны сказаться на систематической составляющей различий спутниковых и наземных данных. Искомое значение (f_o) определялось как взвешенное среднее (1) значений в окружающих станцию узлах сетки (f_i):

$$f_o = \sum_{i=1}^{n} p_i f_i \,. \qquad (1)$$

Веса (p_i) вычислялись в зависимости от расстояния (r_i) между станцией и узлом сетки:

$$p_i = \frac{1/r_i^a}{\sum_{i=1}^{n} 1/r_i^a} \,. \qquad (2)$$

Расчеты f_0 с использованием показателей степени $a = 1$ и $a = 2$, а также визуальная интерполяция (по карте) дали очень близкие результаты (расхождения не превышали 0,1—0,2 балла). В зависимости от расположения станций использовались данные от 2 до 4 окружающих узлов.

Для оценки точности интерполяции были сопоставлены фактические значения облачности для одного из узлов сетки ($\varphi = 55^o$ с. ш., $\lambda = 30^o$ з. д.) со значениями, полученными в результате интерполяции из соседних узлов. Расстояние между точками составляло при этом ~550—600 км. Среднее квадратическое отклонение вычисленных значений количества облачности от фактических составило ~0,5 балла. Это значение близко к теоретическим оценкам ошибки интерполяции средних месячных значений облачности по данным 3 станций в центр равностороннего треугольника, полученными в /8/. Поскольку при интерполяции на

океанические станции погоды расстояние между пунктами в 1,5–2 раза меньше, чем в рассмотренном примере, ошибки интерполяции также должны быть меньше. По нашим оценкам они составляют ~0,3 балла.

Выполненное сопоставление средних месячных значений количества облачности по спутниковым и наземным наблюдениям для 9 океанических станций за период с 1966 по 1974 гг. показало, что по спутниковым данным количество облаков оказывается в среднем на 0,6–0,7 балла меньше, чем по наземным, что составляет ~ 8 %. Эта оценка согласуется с выводами /18/. Среднее квадратическое отклонение спутниковых данных от наземных составляет 1 балл.

В табл. 1 приведены средние разности ($\overline{\Delta n}$) наземных ($n_н$) и спутниковых $n_с$ данных для каждой станции, а также средние квадратические отклонения спутниковых данных от наземных ($\sqrt{\overline{\Delta n^2}}$) и средние квадратические отклонения разностей ($\sigma_{\Delta n}$), характеризующие степень изменчивости различий спутниковых и наземных данных:

$$\Delta n = n_н - n_с . \qquad (3)$$

Таблица 1

	Станция погоды								
	A	B	C	D	E	1	J	K	M
$\overline{\Delta n}$	1,0	1,2	0,6	0,6	0,5	0,4	0,3	0,4	0,9
$\sqrt{\overline{\Delta n^2}}$	1,2	1,3	0,9	0,8	0,9	0,8	0,8	0,8	1.2
$\sigma_{\Delta n}$	0,8	0,6	0,7	0,6	0,7	0,7	0,8	0,7	0,8

Как видно из табл. 1, $\overline{\Delta n}$ на разных станциях различны. Минимальные значения получены для станций I, J, K, расположенных в восточной части Атлантики на широтах 45–60°. Максимальные различия соответствуют северным и северо-западным районам. Увеличение различий между спутниковыми и наземными данными к северу начиная с 50–55° с. ш. отмечалось во многих работах (/15/ и др.). Часто считается, что причиной этого может быть трудность распознавания облачности спутниковой аппаратурой на фоне ледяного и снежного покрова. В этом случае наибольших различий следовало бы ожидать в холодный период года. Однако в /15/ отмечено и подтверждается нашими расчетами, что в летний период различия оказываются значительно больше, чем зимой. По-видимому, основной причиной являются трудности дешифрирования по спутниковым фотографиям низкой слоистой и тонкой перистой облачности вследствие отсутствия яркостного контраста, а так же ошибки в наземных данных, связанные с тем, что наблюдатели, иногда, особенно в

ночные сроки, принимают туманы за сплошную облачность. Анализ данных /1/ показывает, что повторяемость туманов и низкой слоистой облачности велика в рассматриваемых районах и особенно в летнее время.

В табл. 2 приведены значения $\overline{\Delta n}$, $\sqrt{\overline{\Delta n^2}}$ и $\sigma_{\Delta n}$, вычисленные отдельно для каждого месяца. Как видно из табл. 2, изменение $\overline{\Delta n}$ и $\sqrt{\overline{\Delta n^2}}$ в годовом ходе оказываются не меньше, чем изменения по территории. Это может быть связано с годовым ходом повторяемости туманов, низкой слоистой, а также высокой перистой облачности, максимум повторяемости которой приходится на летнее полугодие /1/.

Таблица 2

	Месяц											
	I	II	III	IУ	У	УI	УII	УIII	IX	X	XI	XII
$\overline{\Delta n}$	0,3	0,5	0,8	1,0	1,0	0,9	1,0	0,8	0,5	0,3	0,4	0,2
$\sqrt{\overline{\Delta n^2}}$	0,8	0,9	1,0	1,3	1,2	1,2	1,3	1,0	0,8	0,7	0,8	0,7
$\sigma_{\Delta n}$	0,7	0,7	0,7	0,8	0,7	0,7	0,8	0,6	0,7	0,7	0,7	0,7

Распределение повторяемостей различных Cn приблизительно соответствует нормальному закону, причем σ остается практически постоянной для всех станций и всех месяцев. Пример гистограммы для Δn (баллы) за июль приведен на рис. 1.

Оценки среднеквадратических отклонений спутниковых данных от наземных, вычисленные отдельно для каждого года (с 1966 по 1973 г.), не выявили сколько-нибудь заметного тренда в различии между данными. Наряду с оценками расхождений между спутниковыми и наземными данными в среднем, представляет интерес оценка согласованности их изменений из года в год. С этой целью для каждой станции за каждый месяц были вычислены коэффициенты корреляции (r) между средними месячными значениями облачности по спутниковым и наземным данным.

Поскольку ошибки интерполяции, увеличивая случайный разброс данных, заведомо снижают корреляцию, в рассчитанные значения r были введены поправки, возволяющие приблизительно учесть и исключить погрешности интерполяции. Известно, что коэффициент корреляции связан с ошибкой уравнения регрессии $\sigma^2_{y/x}$ и полной дисперсией искомой переменной σ^2_y следующим соотношением:

$$r^2 = 1 - \frac{\sigma^2_{y/x}}{\sigma^2_y}. \qquad (4)$$

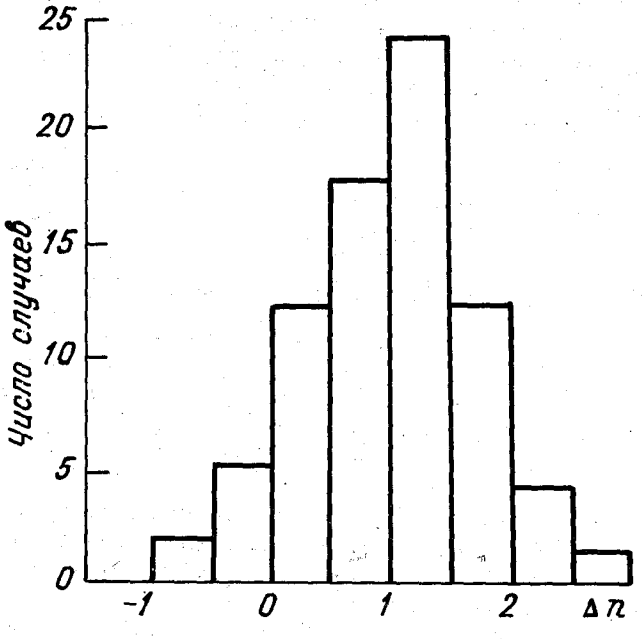


Рис. 1.

Величина $\sigma^2_{y/x}$ является частью полной дисперсии σ^2_y, связанной с действием неучтенных (случайных) факторов, которые включают и ошибки интерполяции. Обозначим долю $\sigma^2_{y/x}$, связанную с ошибками интерполяции через $\sigma_{инт}$. Тогда интересующая нас доля $\sigma^2_{y/x}$, не связанная с ошибками интерполяции, будет $\sigma^2_{y/x} - \sigma^2_{инт}$, а искомое (фактическое) значение коэффициента корреляции $r_ф$ можно найти по формуле

$$r^2_ф = 1 - \frac{\sigma^2_{y/x} - \sigma^2_{инт}}{\sigma^2_y}, \qquad (5)$$

или

$$r^2_ф = r^2 + \frac{\sigma^2_{инт}}{\sigma^2_y}.$$

Осредненное по всем месяцам и всем станциям значение $r_ф$, вычисленное при $\sigma_{инт} = 0{,}3$ балла и $\sigma_y = 0{,}5$ балла, оказалось равным 0,67. Ошибка уравнения регрессии (не связанная с интерполяцией) составляет 0,37 балла. Полученная оценка ошибки уравнения регрессии близка к значению ($\sigma = 0{,}34$), приведенному в /12/. Как видно из формулы (4), величина коэффициента корреляции существенно зависит от σ_y. При одном и том же значении $\sigma_{y/x}$ коэффициент корреляции тем больше, чем больше σ_y. Поэтому неудивительно, что в работах, где к анализу привлечены данные, относящиеся к различным географическим районам (вследствие чего σ_y значительна), получены высокие значения $r \sim 0{,}9$ /12/. Это означает, что рассматриваемые ошибки наблюдений оказываются намного меньше климатических различий количества облачности на больших территориях. При корреляции данных, относящихся к отдельным пунктам Атлантического океана /11/, были получены коэффициенты корреляции на уровне 0,6—0,7.

Таким образом, наши результаты в основном согласуются с выводами, полученными другими авторами. Количественные оценки $\overline{\Delta n}$, $\sqrt{\Delta n^2}$ и $\sigma_{\Delta n}$, вычисленные нами по 9-летним рядам для различных станций погоды и в годовом ходе, могут быть полезны при согласовании спутниковых и наземных данных. Следует, однако, иметь ввиду, что в условиях исключительно малой межгодовой изменчивости количества облачности в Северной Атлантике, относительная доля случайных ошибок оказывается значительной.

Изучение межгодовой изменчивости количества облачности и ее аномалий представляет большой самостоятельный интерес в связи с оценками возможного влияния облачности на процессы теплообмена меж-

ду океаном и атмосферой. По данным станций погоды, σ средних месячных значений количества облачности остается практически постоянным в годовом ходе и составляет почти по всем станциям 0,5 балла. Только для станций D и E она несколько выше и доходит почти до 0,6 балла. По спутниковым данным σ средних месячных значений облачности для станций погоды колеблется от 0,6 до 0,8. Максимальные значения получены для точек E и M. На рис. 2 показано распределение σ средних месячных значений спутниковой облачности за январь (рис. 2 а) и за июль (рис. 2 б) для всей северной половины Аталантического океана. Как видно из рис. 2, области повышенных значений σ расположены на крйнем северо-западе рассматриваемой территории, а также в тропиках, в центральной и восточной части Атлантики. Летом область максимальных значений σ расположена несколько севернее, чем зимой. Это связано, по-видимому, со смещением центров действия атмосферы.

Наряду с оценками σ, представляется интересным оценить возможную продолжительность и повторяемость различных по величине аномалий средних месячных значений облачности. Методы косвенного расчета таких характеристик для некоторых статистических моделей временных рядов рассматриваются в теории выбросов /7/. Нами были определены перечисленные характеристики аномалий по фактическим данным наземных наблюдений для станций погоды. В табл. 3 приведены сведения о средней продолжительности положительных и отрицательных аномалий облачности, а также аномалий, превышающих по абсолютному значению 1 балл.

Таблица 3

Средняя продолжительность (в месяцах) аномалий облачности

Характеристика аномалий	Станция погоды								
	A	B	C	D	E	I	J	K	M
Положительная	2,0	2,2	2,1	2,7	2,4	2,0	2,7	2,3	2,1
Отрицательная	1,9	1,8	2,0	2,2	2,2	1,8	2,4	2,1	2,0
Среднее	2,0	2,0	2,0	2,5	2,3	1,9	2,6	2,2	2,0
Аномалии $>$ балла	1,1	1,0	1,0	1,3	1,3	1,1	1,3	1,0	1,2

Как видно из табл. 3, средняя продолжительность аномалий колеблется от 1,9 до 2,6 месяцев. Б. П. Вейнбергом[1] было показано, что сред-

[1] Б. П. Вейнберг. Признаки случайности ряда наблюдений. Геофизический сборник, т. 7, вып. 1, 1929 г., с.6–38.

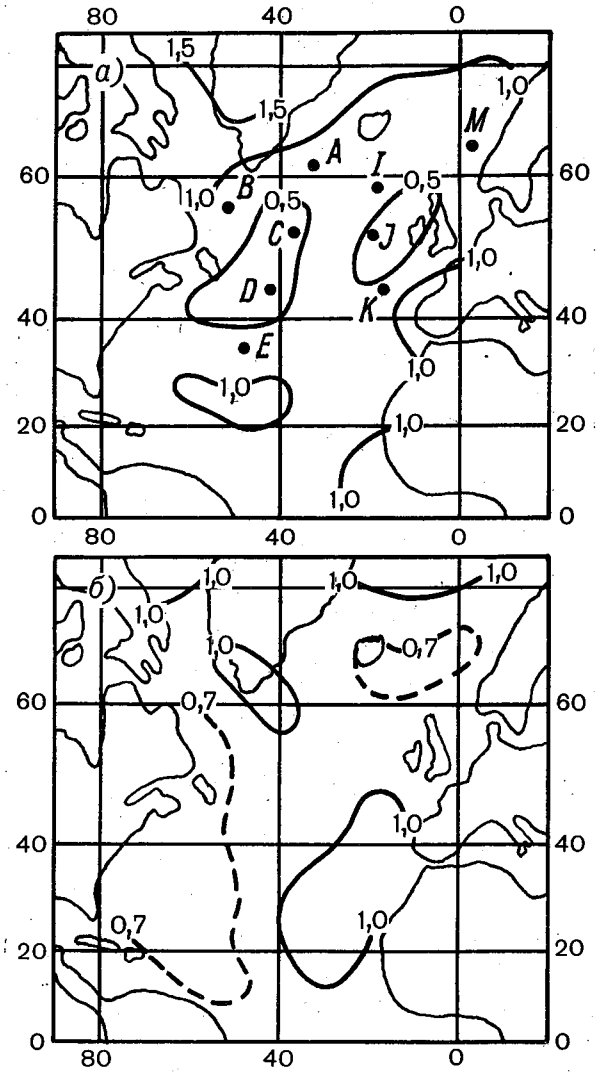


Рис. 2.

няя длина групп отклонений одного знака, равная 2, характерна для случайного бессвязного ряда. Значения средней продолжительности, превышающие 2, полученные на станциях D, E, J (особенно для положительных аномалий), свидетельствуют, по-видимому, о наличии факторов, порождающих в указанном районе временную связность средних месячных значений облачности. В табл. 4 и 5 приведены повторяемости аномалий общей облачности различной продолжительности, а также аномалий, превышающих 1 балл (в % от числа аномалий).

Таблица 4

Повторяемость аномалий общей облачности различной продолжительности

Продолжительность аномалий, мес	Станция погоды								
	A	B	C	D	E	I	J	K	M
$\geqslant 2$	46	47	49	56	55	38	59	60	51
$\geqslant 4$	12	12	12	21	17	12	23	16	14
$\geqslant 6$	4	4	3	9	8	6	13	3	4

Таблица 5

Повторяемость аномалий общей облачности, превышающих 1 балл

Знак аномалии	Станция погоды								
	A	B	C	D	E	I	J	K	M
+	2	0	1	4	10	1	4	2	5
–	5	1	5	8	6	5	4	7	5
Сумма	7	1	6	12	16	6	8	9	10

Как видно из приведенных данных, наиболее длительные и интенсивные аномалии облачности свойственны станциям E, D, Y. В заключение остановимся кратко на оценках временного тренда в рядах облачности. Нами были вычислены коэффициенты корреляции между рядами средних месячных значений облачности (n_i) и хронологической последовательностью соответствующих им лет (t_i) – r_{nt}. При наличии в ряду линейного тренда коэффициент корреляции отличен от нуля; $r_{nt} > 0$ означает систематическое возрастание, а $r_{nt} < 0$ – система-

тическое убывание значений облачности. В табл. 6 приведены осредненные за год и по полугодиям значения r_{nt}, рассчитанные по данным станций погоды за период с 1953 по 1974. Из таблицы видно, что для станций C и D получены значимые на 1 % -ном доверительном уровне значения r_{nt}, свидетельствующие о наличии положительного тренда. Обнаруженный тренд проявляется главным образом в холодный период. Для теплого периода получен значимый отрицательный тренд на станции M.

Таблица 6

Показатели временного тренда в рядах облачности (r_{nt})

Период осреднения	σ_r	Станция погоды								
		A	B	C	D	E	I	J	K	M
Холодный период	0,09	0,13	0,23	0,25	0,36	0,16	0,18	0,09	0,07	0,10
Теплый период	0,09	–0,06	0,03	0,15	0,06	0,12	–0,04	0,11	0,07	–0,23
Год	0,06	0,03	0,13	0,20	0,21	0,14	0,07	0,10	0,07	–0,07

Были рассчитаны также значения r_{nt} в узлах сетки с шагом 5^o φ и $10^o\lambda$ для Северной Атлантики по спутниковым данным облачности. Анализ полученных результатов отдельно по месяцам показал, что практически для всех месяцев обнаруживаются значимые положительные тренды в центральной части рассматриваемой территории на широтах $10–40^o$ с.ш., а также в восточных частях Атлантики и отрицательные тренды на крайнем северо-западе. На рис. 3 приведены значения r_{nt}, осредненные за год. Статистическая значимость полученных трендов очень высока. Средние за год значения r_{nt} достигают 0,6 при $\sigma_r = 0{,}14$. Для отдельных месяцев значения r_{nt} достигают 0,8. На рис. 4 приведен пример временного хода средних месячных значений облачности за февраль для точки с координатами $\varphi = 20^o$ с. ш., $\lambda = 60^o$ з.д.. Как видно из рис. 4 увеличение облачности составляет ~0,12 балла в год. Вопрос о причинах обнаруженных трендов в рядах спутниковых данных об облачности требует специального исследования и здесь не рассматривается. Заметим только, что полученные нами результаты согласуются качественно с выводами работы /18/, в которой по данным о распределении облачности над океанами за 1946–1978 гг. сделан вывод о наличии положительного тренда вблизи экватора и отрицательного – в полярных районах.

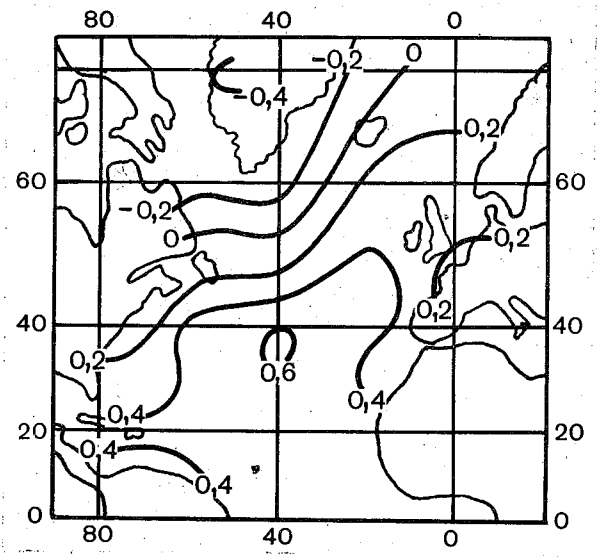

80
40
0
60
40
20
0
-0,2
0
-0,4
0,2
-0,2
0
0,2
0,2
0,2
0,6
0,4
0,4
0,4
0,4

Рис. 3.

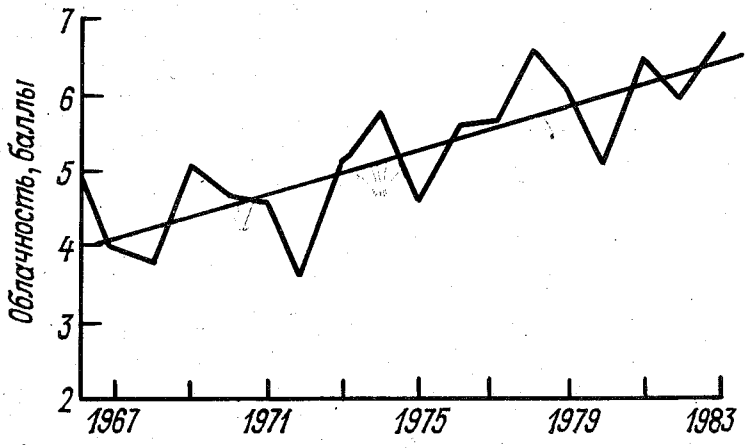

Облачность, баллы
7
6
5
4
3
2
1967
1971
1975
1979
1983

Рис. 4.

Выводы

1. Сопоставление средних месячных значений количества облачности по спутниковым и наземным наблюдениям для 9 океанических станций погоды за период с 1966 по 1974 гг. показало, что по спутниковым данным количество облаков в среднем на 0,6–0,7 балла меньше, чем по наземным. Среднее квадратическое отклонение спутниковых от наземных данных составляет 1 балл. Максимальные расхождения в данных получены в точке В ($\Delta n = 1{,}2$ балла), минимальные – в точках I, J, K ($\Delta n \sim$ ~0,4 балла). В годовом ходе максимальные различия получены для апреля–июля ($\overline{\Delta n} \sim 1$ балла), минимальные – для декабря–января ($\overline{\Delta n} \sim$ ~0,2–0,3).

2. Выполненный анализ показал, что значения количества облачности над Северной Атлантикой мало изменяются от года к году. Средние квадратические отклонения средних месячных значений от нормы составляют ~0,5 балла по данным станций погоды и ~0,7 по спутниковым данным. Районы повышенной межгодовой изменчивости количества облачности по спутниковым данным расположены на крайнем северо-западе Атлантики, а также в тропиках и у западных берегов Африки.

3. Средняя продолжительность аномалий средних месячных значений количества облачности по данным станций погоды колеблется от 1,2 до 2,6 мес. Наибольшая средняя продолжительность аномалий получена в точках D, E, J (~2,5 мес). На этих же станциях получена наибольшая повторяемость продолжительных ($\geqslant 6$ мес) аномалий (~10 %).

4. В рассмотренных рядах облачности обнаружено наличие статистических значимых временных трендов. Особенно сильно выражены в рядах спутниковых данных (1966–1983 гг.) положительный тренд в юго-восточных районах Северной Атлантики и отрицательный на крайнем северо-западе.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Авиационно-климатические характеристики зарубежных стран. Вып. 7. Корабли погоды. – Изд-во ВНИИГМИ–МЦД, Обнинск, 1983.

2. Атлас климатических характеристик облачности по данным ИСЗ / Под ред. В. И. Титова. – М.: Гидрометеоиздат, 1979, 299с.

3. Берлянд Т. Г., Строкина Л. А. Режим облачности на земном шаре.– Труды ГГО, 1975, вып. 338, с. 3–20.

4. Берлянд Т. Г., Строкина Л. А. Глобальное распределение общего количества облаков. – Л.: Гидрометеоиздат, 1980, 72 с.

5. Бирман Б. А., Добровольская И. П. Распределение общей облачности над Северной Атлантикой. – Труды ВНИИГМИ–МЦД, вып. 11, 1975, с. 38–41.

6. Гаврилин Б. А., Монин А. С. Модель долгосрочного взаимодействия океана и атмосферы. Докл. АН СССР, 1967, т. 176, № 4, с. 822–825.

7. Каган Р. Л., Федорченко Е. И. О расчете статистических характеристик выбросов случайной функции. – Труды ГГО, 1970, вып. 268, с. 146–172.

8. Лугина К. М. и др. Пространственная корреляция характеристик поля облачности и грозовой деятельности в восточной части ЕТС. Материалы международного симпозимума специалистов гидрометслужб социалистических стран. Том II, – М.: Гидрометеоиздат, 1975, с. 13–19.

9. Матвеев Ю. Л. Пространственная структура глобального поля облачности. – Труды ГГО, 1981, вып. 460, с. 38–43.

10. Монин А. С. О физическом механизме изменений погоды. – Метеорология и гидрология, 1963, № 8, с. 43–46.

11. Морозова И. В. Сравнение спутниковых и наземных наблюдений облачности. – Труды ГГО, вып. 307, 1974, с. 141–154.

12. Морозова И. В. Режим облачности в тропической части Северной Атлантики (районе проведения АТЭП). – Метеорология и гидрология, 1975, № 1, с. 80–95.

13. Мусаелян Ш. А. О природе некоторых сверхдлительных атмосферных процессов. – М.: Гидрометеоиздат, 1978, 142 с.

14. Поздиякова Т. Г. Конгруэнтность полей облачности, построенных по данным ИСЗ и судовым наблюдениям. – Труды ВНИИГМИ–МЦД, вып. 99, 1983, с. 64–68.

15. Титов В. И. Климатология облачности по спутниковым данным. Труды ВНИИГМИ–МЦД, 1983, вып. 108, с.3–26.

16. The International Satellite Cloud Climatology Project (ISCCP). Preliminary Implementation Plan. „World Climate Programme World Meteorol. Organiz''., 1982, N 35, i–x, p. 1–8.

17. Täglicher Wetterbericht. Offenbach a. M. 1953–1974.

18. Warren S. et al. Ground-based observations of cloudiness for cros-svalidation of Satellite observations. Clouds and climate. Modelling and Satellite Studies. Report of the Workshop held at NASA Goddard. Insf. for space studies. – New lork, 1980, NASA, Wash, D. C., p. 174–178.

И. Е. Чувашина, М. И. Юдин

О ЗНАЧИМОСТИ КОЭФФИЦИЕНТОВ РАЗЛОЖЕНИЯ В РЯДЫ ПО СФЕРИЧЕСКИМ ФУНКЦИЯМ ПРИЗЕМНОГО ДАВЛЕНИЯ ПРИ ПРЕДВЫЧИСЛЕНИИ ТЕМПЕРАТУРЫ ВОЗДУХА

Остановимся подробнее на вопросах использования в целях долгосрочного прогноза некоторых переменных, которые можно рассчитывать гидродинамическим способом.

Исследования таких переменных в гидродинамических работах ведутся давно. Но возможность применения переменных, которые рассчитываются гидродинамическими методами, в статистических схемах прогнозов погоды исследована недостаточно.

В работах Г. П. Курбаткина /3, 4/, М. Б. Галина /1/, М. И. Юдина /8, 9, 10/ и др., а также в ряде работ зарубежных авторов — Элиасена /13, 14/, Лоренца /15/, Плацмана /16/ и др. показано, что ультрадлинные волны играют важную роль в формировании крупномасштабных аномалий погоды и в общей энергетике атмосферы.

Для выделения ультрадлинных волн использован математический аппарат разложения метеорологических полей в ряд по сферическим функциям.

Кратко остановимся на его изложении. Любое метеорологическое поле можно представить в виде

$$H(\theta, \lambda, t) = \sum_{n=0}^{\infty} \sum_{m=0}^{\infty} [A_n^m(t) \cos m\lambda + B_n^m(t) \sin m\lambda] P_n^m(\cos\theta), \quad (1)$$

где $H(\theta, \lambda, t)$ — метеорологическое поле (в нашем случае поле приземного давления), λ — долгота, θ — дополнение до широты, t — время, $A_n^m(t)$, $B_n^m(t)$ — коэффициент Фурье, m — зональное волновое число, $(n-m)$ — число нулей сферической функции по меридиану, $P_n^m(\cos\theta)$ — присоединенные полиномы Лежандра первого рода. Коэффициенты разложения по сферическим функциям $A_n^m(t)$, $B_n^m(t)$ определяются по формулам:

$$A_n^m(t) = \int_0^{\pi} \int_0^{2\pi} H(\theta, \lambda, t) P_n^m(\cos\theta) \cos m\lambda \sin\theta \, d\lambda d\theta. \quad (2)$$

$$B_n^m(t) = \int_0^{\pi} \int_0^{2\pi} H(\theta, \lambda, t) P_n^m(\cos\theta) \sin m\lambda \sin\theta \, d\lambda d\theta. \quad (3)$$

К ультрадлинным волнам относятся самые длинные квазистационарные атмосферные волны, для которых, согласно определению, $m = 1, 2, 3$.

Рассмотрение характерных особенностей поведения ультрадлинных волн в атмосфере позволяет сделать ряд выводов. Эти волны играют важную роль в формировании крупномасштабной погоды и в общей энергетике атмосферы. Перенос кинетической энергии из нижних слоев атмосферы в верхние, а также перенос тепла к северу, осуществляется с помощью ультрадлинных волн. Самые длинные волны порождаются климатическими факторами, такими как термическая неоднородность Земли, наличие крупных массивов гор. Возникая за счет перечисленных причин, ультрадлинные волны усиливаются за счет других источников энергии, например за счет подвижных волн масштаба $m > 4$.

Взаимодействуя между собой, ультрадлинные волны в значительной мере определяют состояние погоды на больших пространствах. Перечисленные свойства ультрадлинных волн указывают на возможность использования их в качестве предикторов в статистических схемах прогноза погоды.

Для этой цели В. В. Еремин /2/ провел статистическое исследование волн.

Важным требованием, предъявляемым к предикторам для долгосрочного прогноза, является требование долговременности и консервативности /12/ (значение предиктора в начальный момент времени определяет его поведение в течение длительного интервала времени, примыкающего к начальному). Выделение сферических функций как предикторов, обладающих свойством долговременности, осуществлялось путем анализа автокорреляционных функций сферических гармоник поля OT_{1000}^{500}. Сферические функции рассчитывались по ежедневным данным о поле геопотенциала за пять лет в узлах широтно-долготной сетки ($\Delta\theta = 5^o$, $\Delta\lambda = 10^o$). Затем проводилось осреднение рассчитанных гармоник по месячному интервалу.

Годовой ход исключался с помощью климатических норм.

Автокорреляционные функции $R_n^m(\tau)$ вычислялись для интервала $\tau = 12$ мес, m – волновое число, характеризующее широтную структуру волн, n – меридиональную структуру волн.

Анализ автокорреляционных функций, проведенный В. В. Ереминым, показал, что $R_n^m(\tau)$ ряда сферических гармоник являются незатухающими, т. е. лежат выше порогового значения коэффициентов корреляции, равного 0,16 при уровне значимости, соответствующему 85 %-ному доверительному интервалу.

Далее, В. В. Еремин рассмотрел коэффициенты разложения по сферическим функциям как компоненты вектора, изображенного точкой в фазовой плоскости. Это позволило проанализировать поведение ультрадлинных волн во времени на основе метода нормальной линейной корреляции векторов. Теория этого метода была разработана А. М. Обуховым /6, 7/.

Применение векторного подхода к анализу временной структуры ультрадлинных волн дало возможность выявить инерционные гармоники, обладающие свойством консервативности. К ним относятся волны с номерами m = 1, n = 1; m = 2, n = 2; m = 2, n = 4; m = 3, n =5. Использование этих гармоник в качестве предикторов в статистических схемах прогнозов представляется целесообразным.

В связи с предварительными выводами, приведенными выше, проведен эксперимент по введению сферических функций в схему физико-статистического метода прогноза погоды, разработанного в ГГО.

Для этой цели в ГГО создан архив сферических гармоник за 80 лет (1899–1978 гг.) полей приземного давления.

Архив получен по средним месячным полусферным данным в узлах сетки $\Delta\theta = 5^o$, $\Delta\lambda = 10^o$. Отсутствующие данные заменялись их средними многолетними значениями.

Архив содержит 54 коэффициента разложения (коэффициенты A_n^m, B_n^m полностью описывают сферические функции) для m = 0, 1, 2, ..., 5; $n = \varphi(m), \varphi(m) + 2, \ldots, \varphi(m) + 8$.

Коэффициенты разложения среднемесячных полей приземного давления по сферическим гармоникам рассчитанны по формулам (2), (3).

В качестве предикторов испытывались наиболее крупномасштабные сферические гармоники, описываемые коэффициентами разложения: $A_o^o, A_2^o, A_4^o, A_6^o, A_8^o$ — зональные гармоники, а также

$$A_1^1\ B_1^1;\ A_3^1\ B_3^1;\ A_5^1\ B_5^1;\ A_7^1\ B_7^1;\ A_9^1\ B_9^1;$$
$$A_2^2\ B_2^2;\ A_4^2\ B_4^2;\ A_6^2\ B_6^2;\ A_8^2\ B_8^2;\ A_{10}^2\ B_{10}^2;$$
$$A_3^3\ B_3^3;\ A_5^3\ B_5^3;\ A_7^3\ B_7^3;$$
$$A_4^4\ B_4^4;\ A_6^4\ B_6^4.$$

Итого испытывалось 20 гармоник. Эти гармоники описывают примерно 70 % кинетической энергии атмосферы /14/.

Предиктантами являются первые два коэффициента разложения (a_1, a_2) по естественным ортогональным функциям (е. о. ф.) полей температуры за апрель—июль для Европейской территории Советского Союза (ЕТС).

Исследовались гармоники за 27 мес, ближайших к прогнозируемому апрелю, за 23 мес, ближайших к прогнозируемому — маю и т. д., что составило 540 гармоник-предикторов для апреля, 560 — для мая, 580 — для июня и 560 для июля.

В случае $m \neq 0$ рассчитывались коэффициенты множественной корреляции (B_{YAB}) между тремя переменными, соответствующим предиктантом и коэффициентами разложения A_n^m, B_n^m по формуле

$$R_{YAB} = \sqrt{\frac{R_{YA}^2 + R_{YB}^2 - 2R_{YA}R_{YB}R_{AB}}{1 - R_{AB}^2}},$$

где R_{YA} — коэффициент корреляции между Y и A, R_{YB} — коэффициент корреляции между Y и B, B_{AB} — коэффициент корреляции между A и B.

Для зональных гармоник рассчитывались коэффициенты корреляции между Y и A_n^o, так как коэффициенты $B_n^o = 0$.

Значимость коэффициентов корреляции оценивалась по критерию Фишера, т. е. определялось

$$z = \frac{1}{2} \ln \frac{1 + R_{YAB}}{1 - R_{YAB}}.$$

Затем рассчитывалось отношение $|z/\sigma_z|$ (σ_z — среднее квадратическое отклонение z). Отбирались только те значения гармоник, для которых $|z/\sigma_z| \geqslant 2{,}15$, что соответствует уровню значимости 3,2 %.

По каждой из отобранных гармоник решалось прогностическое уравнение регрессии

$$Y_{пр} = (b_1 \frac{\sigma_Y}{\sigma_A}) A + (b_2 \frac{\sigma_Y}{\sigma_B}) B + (\overline{Y} - b_1 \frac{\sigma_Y}{\sigma_A} \overline{A} - b_2 \frac{\sigma_Y}{\sigma_B} \overline{B}), \quad (4)$$

где

$$b_1 = \frac{R_{YA} - R_{YB} R_{AB}}{1 - R_{AB}^2},$$

$$b_2 = \frac{R_{YB} - R_{YA} R_{AB}}{1 - R_{AB}^2},$$

σ_A, σ_Y, σ_B – средние квадратические отклонения; соответственно A, Y; B, Y, Y, $\overline{A}$, $\overline{B}$, – средние многолетние значения предиктанта, коэффициентов A_n^m и B_n^m.

Таким образом составлены прогнозы на 1970–1974 гг. для первых двух коэффициентов разложения по е. о. ф. полей температруы ЕТС (всего 40 прогнозов).

Длина ряда, используемого для расчета коэффициентов корреляции, была переменной–минимальная равна 51 г (1919–1969 гг.) в прогнозе на 1970 г. и максимальная – 55 г для прогноза на 1974 г. Прогнозы составлялись для независимых данных, что является одним из важных условий для получения статистически обоснованных выводов.

Все величины нормировались на средние квадратические отклонения (σ). Как и в ряде предыдущих исследований в Отделе динамической метеорологии ГГО /12/, осуществлялась группировка переменных и оценивалась прогностическая значимость отдельных групп.

Рассмотрим следующие две задачи.

1. Оценить, содержит ли архив отобранных нами сферических гармоник полезные прогностические указания; какие величины следует использовать в качестве критериев значимости статистических связей.

2. Рассмотреть прогностическую значимость ультрадлинных волн в зависимости от индекса „m''. При решении первой задачи необходимо было учесть различия между коэффициентами корреляции трех и двух величин; для этого вся совокупность связей разбивалась на следующие градации:

1) для $m = 0 \mid z/\sigma_z \mid > 2{,}41$; $m = 1, \ldots, 4 \mid z/\sigma_z \mid \geqslant 2{,}75$

2) для $m = 0 \ldots 2{,}15 \leqslant |z/\sigma_z| \leqslant 2{,}41$; $m = 1, \ldots 4 \quad 2{,}15 \leqslant |z/\sigma_z| \leqslant 2{,}74$

3) для m = 1, . . . 4 $2{,}15 \leqslant |z/\sigma_z| \leqslant 2{,}40$.

В второй задаче разделение на группы производилось следующим образом:

1) m, n = 0; 0,2; 0,4; 0,6; 0,8;
2) m, n = 1,1; 1,3; 1,5; 1,7; 1,9;
3) m, n = 2,2; 2,4; 2,6; 2,8; 2,10
4) m, n = 3,3; 3,5; 3,7; 4,4; 4,6.

По каждой группе предикторов рассчитывалось среднее значение предиктанта, полученное в результате решения уравнения регрессии для каждого предиктора. Затем прогностические значения оценивались по ρ.

$$\rho = \frac{k_+ - k_-}{k_+ + k_-},$$

где k_+ — число совпадений по знаку прогностических и фактических аномалий ($Y'_{пр}$, $Y'_{факт}$), k_- — число несовпадений знаков $Y'_{пр}$ и $Y'_{факт}$.

При этом прогностические и фактические аномалии, близкие к 0, как несущие малую для потребителя информацию в расчет ρ не включались.

В первой задаче:
для группы 1 $\rho = 0{,}44$,
для группы 2 $\rho = 0{,}08$,
для группы 3 $\rho = -0{,}06$.

Из этих оценок видно, что прогностические указания для первой группы имеют бóльшую прогностическую значимость и в прогностических схемах должны учитываться с бóльшим весом.

Вторая группа также содержит полезную прогностическую информацию. Что касается третьей группы, то гипотеза, состоящая в том, что эта группа прогностически значима, должна быть отвергнута. Однако при разбивке значимых связей по другим признакам целесообразно учитывать и эти связи, поскольку в эту группу попало 46 % отобранных переменных.

Во второй задаче: для группы 1 $\rho = 0{,}43$; для группы 2 $\rho = -0{,}12$; для группы 3 $\rho = 0{,}0$; для группы 4 $\rho = 0{,}20$.

Разбивка прогностических указаний по m показала, что группа зональных гармоник высоко значима, а группа гармоник с номерами 3,3; 3,5; 3,7; 4,4; 4,6 определенно содержит полезную прогностическую информацию. По отношению к группам остальных рассмотренных гармоник такого вывода сделать нельзя. По-видимому, следует проверить прогностическую ценность группы наиболее крупномасштабных первой и второй зональных волн.

В целом проведенное исследование позволяет сделать вывод о целесообразности использования сферических гармоник в статистических схемах предвычисления температуры.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Галин М. Б. К вопросу о нелинейном взаимодействии на примере трехкомпонентной системы. – Изв. АН СССР. Физика атмосферы и океана, 1974, т. 10, № 4, с. 323–331.

2. Еремин В. В. Физико-статистический метод прогноза среднемесячной температуры воздуха и возможности его развития с учетом гидродинамической теории. Автореферат дис. канд. физ.-мат. наук. Л.: 1980.

3. Курбаткин Г. П. Некоторые особенности поведения ультрадлинных волн в атмосфере. – Докл. АН СССР, 1967, т. 177, № 4, с. 824–827.

4. Курбаткин Г. П. Исследование ультрадлинных атмосферных волн. – В сб.: Численные методы решения задач прогнозов погоды и общей циркуляции атмосферы. Новосибирск, 1970. – 247 с.

5. Матюгин В. А., Юдин М. И. К линейной теории бароклинных планетарных волн в атмосфере. – Труды ГГО, 1976, вып. 367, с. 3–14.

6. Обухов А. М. Нормальная корреляция векторов. – Изв. АН СССР, сер. матем., 1938, № 3, с. 339–368.

7. Обухов А. М. Теория корреляции векторов. – Ученые записки МГУ, 1940, вып. 45, с. 73–90.

8. Юдин М. И. К определению среднего движения в задачах долгосрочного прогноза и теории климата. – Труды ГГО, 1972, вып. 273, с. 16–28.

9. Юдин М. И. Гидродинамико-статистическая модель циркуляции атмосферы. Интегральные характеристики атмосферной циркуляции. – В сб.: Доклады Всесоюзного симпозиума по ПИГАП (21–24 декабря 1971 г.). М.: Гидрометеоиздат, 1973, с. 202–206.

10. Юдин М. И., Гусева И. П., Голод М. П. Спектральные характеристики трансформации планетарной энергии в атмосфере. – Труды ГГО, 1974, вып. 298, с. 3–14.

11. Юдин М. И., Мещерская А. В. Комплексный физико-статистический метод прогноза погоды большой заблаговременности. Метеорология и гидрология, 1974, № 1, с. 3–12.

12. Юдин М. И. О значимости различных видов информации в задаче долгосрочного прогноза. – Метеорология и гидрология, 1979, № 3, с. 5–13.

13. Eliasen E. A. A study of the long atmospheric waves on th basic of zonal harmonic analysis. – Tellus, 1958, vol. 10, N 2, p. 206–215.

14. Eliasen E. A., Manchenhauer B. A study of fluctuations of the atmospheric planetary flow patterns represented by spherical harmonics. – Tellus, 1965, vol. 17, p. 220–238.

15. Lorenz E. N. Maximum simplification of the dynamic equations. – Tellus, 1960, vol. 12, N 3, p. 243–254.

16. Platzman G. W. The analytical dynamics of the spectral vorticity equation. — Journal Atmospheric Sciences, 1962, vol. 19, N 4, p. 329–341.

Салль И. А., Сибир Е. Е.

О ТОЧНОСТИ МЕТОДОВ РАСЧЕТА СРЕДНИХ СУТОЧНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ТЕМПЕРАТУРЫ ВОЗДУХА, ИСПОЛЬЗУЕМЫХ В РАЗНЫХ СТРАНАХ

Для различных целей, в том числе при решении широкого круга задач климатологии, используются средние суточные значения температуры воздуха, давления и других метеорологических величин. Способы получения этих значений в различных странах различаются очень существенно, и точность их зависит от числа сроков наблюдений в течение суток, от выбора моментов времени, в которые они производятся, и принятого способа осреднения.

В климатологии уделяется значительное внимание вопросу о систематических погрешностях осреднения, а на оценку случайных ошибок обращается меньшее внимание, что связано с трудоемкостью обработки эмпирических данных. Задача оценок точности осреднения существенно облегчается при использовании данных о временной структуре осредняемых величин. В этом случае оценки дисперсии ошибки осреднения можно получить априорно по данным о суточном ходе дисперсии осредняемой величины и временной корреляционной функции на этом интервале.

Методика априорной оценки точности осреднения дискретных данных на основе использования характеристик статистической структуры в настоящее время достаточно хорошо разработана /1/. Некоторые оценки точности одномерного осреднения были выполнены ранее в работах /2, 4/. При этом в /4/ подробно исследовался случай арифметического осреднения, когда измерения производятся через равные интервалы времени.

Между тем, на практике используются самые разные способы осреднения, отличающиеся числом сроков наблюдений, конкретным их выбором, весами осреднения и т. д.

Целью настоящей работы является сравнение точности средних суточных значений, получаемых в разных странах в соответствии с избранными в этих странах сроками наблюдений за период осреднения и принятым методом осреднения. Оценки проводились с помощью методики, достаточно подробно описанной в /2, 4/.

В рамках этой методики ход среднего квадратического отклонения σ описывался гармоникой с периодом T:

$$\sigma(t) = \sigma_0 [1 + A \cos \frac{2\pi}{T}(t - t_0)] . \quad (1)$$

Здесь σ_0 — среднее за сутки значение σ, $A < 1$ — его относительная амплитуда, t_0 — момент времени, в который σ достигает максимума.

Корреляционная функция аппроксимировалась формулами, достаточно часто используемыми при описании статистической структуры температуры и влажности воздуха и атмосферного давления:

$$r(\tau) = \exp(-\frac{|\tau|}{T_0}) . \quad (2)$$

$$r(\tau) = (1 + \frac{|\tau|}{T_0}) \exp(-\frac{|\tau|}{T_0}) , \quad (3)$$

где T_0 — масштаб корреляции.

Были рассмотрены 12 различных способов расчета средних суточных значений, использовавшихся за последнее десятилетие в разных странах /6/:

1) $\bar{\theta} = \frac{1}{2}(\theta_{max} + \theta_{min})$ — Великобритания, Египет, Ирландия, Канада, США, Франция и др.;

2) $\bar{\theta} = \frac{1}{4}(\theta_{07} + \theta_{13} + 2\theta_{21})$ — Польша;

3) $\bar{\theta} = \frac{1}{4}(\theta_{07} + \theta_{14} + 2\theta_{21})$ — Болгария, ГДР, Турция, ЧССР);

4) $\bar{\theta} = \frac{1}{4}(\theta_{08} + \theta_{14} + 2\theta_{21})$ — Дания ;

5) $\bar{\theta} = \frac{1}{3}(\theta_{06} + \theta_{12} + \theta_{18})$ — Бельгия;

6) $\bar{\theta} = \frac{1}{3}(\theta_{07.30} + \theta_{13.30} + \theta_{21.30})$ — Швейцария;

7) $\bar{\theta} = \frac{1}{4}(\theta_{00} + \theta_{06} + \theta_{12} + \theta_{18})$ — Китай;

8) $\bar{\theta} = \frac{1}{4}(\theta_{06} + \theta_{12} + \theta_{18} + \theta_{24})$ — Албания;

9) $\overline{\theta} = \frac{1}{4}(\theta_{01} + \theta_{07} + \theta_{13} + \theta_{19})$ — Монголия;

10) $\overline{\theta} = \frac{1}{4}(\theta_{07} + \theta_{19} + \theta_{max} + \theta_{min})$ — Австрия;

11) $\overline{\theta} = \frac{1}{8}(\theta_{00} + \theta_{03} + \ldots + \theta_{21})$ — Ирак, Монголия, СССР, Япония;

12) $\overline{\theta} = \frac{1}{8}(\theta_{03} + \theta_{06} + \ldots + \theta_{24})$ — Египет, Исландия.

Здесь $\overline{\theta}$ — среднее за сутки значение температуры воздуха, θ_i — значения температуры воздуха в i часов, θ_{max} и θ_{min} — соответственно значения максимальной и минимальной за сутки температуры.

Расчеты проводились для нескольких значений параметров A и T_0/T при различном размещении моментов t_0 (максимум дисперсии) на периоде осреднения.

В табл. 1 представлены оценки относительных (в процентах от σ_0) средних квадратических ошибок осреднения ϵ для случая, когда мера ошибок наблюдений $\eta^2 = 0{,}001$, $t_0 = 0$ и для корреляционных функций (2) и (3). Из табл. 1 видно, что ошибка осреднения для процессов с корреляционной функцией (2) существенно зависит не только от количества наблюдений за период осреднения, но и от того, каким способом производится само осреднение. При использовании, например, трех наблюдений за период осреднения (способы 2—6) ошибки отличаются в 1,5 раза. Аналогичные результаты получаются и для процессов, характеризующихся другой корреляционной функцией (3), только различия еще больше. Причем не всегда причиной этих различий является выбор сроков за период осреднения.

Из табл. 2, в которой приведены относительные средние квадратические ошибки осреднения по трехсрочным наблюдениями при использовании арифметического осреднения с различными весами (ϵ_b), что соответствует способам 2—4, арифметического осреднения с равными весами (ϵ_a) и оптимального осреднения ($\epsilon_{опт}$), видно, что использование при расчете случайных ошибок арифметического осреднения с равными весами ($p = 1/3$) для предложенного расположения сроков наблюдений существенно уточняет результаты, ошибка осреднения уменьшается на 40—50 %. Использование оптимального осреднения позволяет еще уменьшить ошибку осреднения; точность осреднения при этом увеличивается в 1,5—2 раза для процессов, характеризующихся корреляционной функцией (2), и в 2—3 раза для процессов с корреляционной функцией (3).

Таблица 1

Средние квадратические (% σ_0) ошибки определения среднего значения за период T ($t_0 = 0$, $\eta^2 = 0{,}001$)

Способ осреднения	T_0/T							
	0,5		1,0		2,0		5,0	
	A = 0,2	A = 0,4	A = 0,2	A = 0,4	A = 0,2	A = 0,4	A = 0,2	A = 0,4
	$r(\tau) = \exp(-\frac{\lvert\tau\rvert}{T_o})$							
1	49	55	40	45	30	35	20	23
2	33	38	26	30	20	23	13	15
3	34	38	27	31	21	24	14	16
4	36	40	29	32	22	25	15	16
5	23	24	17	19	13	16	10	14
6	25	27	19	22	15	17	10	12
7	24	28	20	22	15	17	10	12
8	24	28	20	22	15	17	10	12
9	20	22	15	17	12	13	8	9
10	22	24	18	20	13	15	9	10
11	12	14	10	11	8	9	5	6
12	12	14	10	11	8	9	5	6
	$r(\tau) = (1 + \frac{\lvert\tau\rvert}{T_o}) \exp(-\frac{\lvert\tau\rvert}{T_o})$							
1	34	40	22	26	13	15	6	7
2	21	25	14	16	8	9	4	5
3	23	26	14	17	8	10	4	5
4	24	28	15	17	9	10	4	5
5	9	13	7	12	7	13	7	13
6	14	17	9	12	6	9	4	8
7	17	19	11	13	7	8	3	4
8	17	19	11	13	7	8	3	4
9	11	13	8	9	5	5	3	3
10	14	15	9	10	5	6	3	3
11	8	10	6	7	3	4	2	2
12	8	10	6	7	3	4	2	2

Таблица 2

Средние квадратические (% σ_0) ошибки определения среднего за период T при использовании различных методов осреднения ($t_0 = 0$, $\eta^2 = 0{,}001$)

Сроки, r	A	T_0/T											
		0,5			1,0			2,0			5,0		
		ϵ_b	ϵ_a	$\epsilon_{опт}$	ϵ_b	ϵ_a	$\epsilon_{опт}$	ϵ_b	ϵ_a	$\epsilon_{опт}$	ϵ_b	ϵ_a	$\epsilon_{опт}$
		$r(\tau) = \exp\left(-\frac{\lvert\tau\rvert}{T_0}\right)$											
7, 13, 21	0,2	33	23	21	26	18	16	20	13	12	13	9	8
	0,4	38	25	23	30	20	18	23	15	13	15	11	8
7, 14, 21	0,2	34	24	21	27	18	16	21	14	12	14	9	8
	0,4	36	26	22	31	20	17	24	16	13	16	11	8
8, 14, 21	0,2	36	26	23	29	20	18	21	15	13	15	11	9
	0,4	40	28	25	32	23	20	25	18	16	16	14	13
		$r(\tau) = \left(1 + \frac{\lvert\tau\rvert}{T_0}\right)\exp\left(-\frac{\lvert\tau\rvert}{T_0}\right)$											
7, 13, 21	0,2	21	11	8	14	8	4	8	5	2	4	4	2
	0,4	25	14	8	16	10	4	9	8	2	5	7	2
7, 14, 21	0,2	23	13	7	14	8	4	8	5	2	4	4	2
	0,4	26	15	8	17	10	4	10	8	2	5	6	2
8, 14, 21	0,2	24	15	8	15	10	4	8	7	3	4	5	2
	0,4	28	18	10	17	13	5	10	10	3	5	9	2

При несовпадении начала периода осреднения с максимумом дисперсии ($t_0 \neq 0$) варианта, при котором, как показано в /3/, обеспечивается минимум дисперсии осредняемой величины, соотношение между точностью различных способов осреднения сохраняется. Это иллюстрируется табл. 3, в которой приводятся оценки точности осреднения для случаев $t_0 = 0$ (вариант I), $t_0 = T/4$ (вариант II) и $t_0 = T/2$ (вариант III) при $A = 0{,}2$. Хотя ошибки арифметического осреднения изменяются по абсолютному значению для различных вариантов, соотношение между ними для применяемых способов осреднения сохраняется. Использование же оптимального осреднения позволяет уменьшить разницу в точности осреднения при различном размещении периода осреднения относительно максимума дисперсии исходной величины. Это может быть актуальным для практических целей, поскольку при стандартном по времени выборе периода осреднения в течение года наблюдаются два типа суточного хода дисперсии температуры воздуха: летний, когда максимальное значение дисперсии приходится на дневные часы, и зимний с максимумом дисперсии в утренние часы /5/. Кроме того, при использовании, например, первого способа осреднения (получение средних значений как полусуммы максимальной и минимальной температур) очень существенным оказывается выбор времени, когда снимаются отсчеты максимальной и минимальной температуры. Различия за счет этого фактора могут достигать 0,5—1,0 °С, что подтверждается, например /7/. Такая существенная разница средних значений объясняется тем, что при проведении отсчетов, к примеру, в полночь, в утренние и в вечерние часы (это соответствует графику работы метеорологических станций различных типов в США) данные могут относиться даже к разным суткам, что существенно увеличивает среднюю квадратическую ошибку осреднения /4/.

При характерных для суточного хода температуры и влажности воздуха значениях параметров $A = 0{,}2$ и $T_0/T = 2$ ошибки осреднения при использовании применяемых в различных странах способов получения средних суточных значений отличаются очень существенно (в 3—4 раза), что следует учитывать при их климатологической обработке, особенно для целей мониторинга климата.

Для примера в табл. 4 приведены средние квадратические (°С) ошибки определения средних суточных значений температуры воздуха в январе на 10 метеорологических станциях, расположенных в разных географических районах территории СССР, рассчитанные рассматриваемыми в данной работе способами E_b и методом оптимального осреднения $E_{опт}$. При этом в качестве исходных использовались рассчитанные по фактическим данным корреляционные функции и ежечасные значения дисперсии температуры воздуха для этих станций. Полученные результаты вполне удовлетворительно согласуются с теоретическими оценками. Средние квадратические ошибки осреднения существенно отличаются по абсолютному значению для различных станций и при ис-

Средние квадратические (% σ_0) ошибки определения среднего за период при различном размещении его начала относительно максимума дисперсии ($A = 0{,}2$; $\eta^2 = 0{,}001$); корреляционная функция (2)

Способ размещения сроков	T_0/T											
	0,5			1,0			2,0			5,0		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
	Арифметическое осреднение с различными весами											
1	49	41	39	40	32	31	30	24	23	20	16	15
2	33	28	26	26	22	20	20	17	15	13	12	10
3	34	29	27	27	23	21	21	18	16	14	12	11
4	36	30	28	29	25	22	22	19	17	15	13	11
5	22	23	24	17	17	18	13	12	14	10	8	10
6	25	24	23	19	18	17	15	14	13	10	9	9
7	24	21	20	20	17	15	15	13	12	10	9	8
8	24	22	20	20	18	15	15	14	12	10	9	8
9	20	18	17	15	14	13	12	10	10	8	7	6
10	22	20	19	18	15	14	13	12	11	9	8	7
11	12	11	10	10	9	8	8	7	6	5	4	4
12	12	11	10	10	9	8	8	7	6	5	4	4
	Оптимальное осреднение											
1	36	34	34	29	27	27	22	20	20	14	13	14
2	21	21	20	16	16	15	12	12	11	8	8	7
3	21	21	19	16	16	14	12	12	10	8	8	7
4	23	23	20	18	18	16	13	13	12	9	9	8
5	22	20	18	16	15	14	12	11	10	8	7	7
6	22	22	20	17	17	15	13	12	11	8	8	7
7	18	17	17	14	13	12	10	9	9	7	6	6
8	18	18	17	14	13	12	10	10	9	7	6	6
9	16	16	15	12	11	11	9	8	8	6	5	5
10	18	17	16	13	12	12	9	9	9	6	6	6
11	9	8	8	6	6	6	5	4	4	3	3	3
12	9	8	8	6	6	6	5	4	4	3	3	3

Таблица 4

Средние квадратические (°С) ошибки определения средних суточных значений температуры воздуха. Январь

Способ осреднения	Актюбинск		Быково		Джусалы		Донецк		Иркутск	
	E_b	$E_{опт}$	E_b	$E_{опт}$	E_b	$E_{опт}$	E_b	$E_{опт}$	E_b	$E_{опт}$
1	1,2	1,1	0,8	0,8	1,1	1,0	0,7	0,7	1,7	1,4
2	1,1	0,6	1,0	0,5	1,0	0,6	0,8	0,4	1,2	0,7
3	1,2	0,6	1,1	0,5	1,0	0,6	0,9	0,4	1,2	0,7
4	1,3	0,7	1,1	0,6	1,1	0,7	0,6	0,5	1,3	0,8
5	0,7	0,6	0,6	0,5	0,6	0,6	0,5	0,4	0,8	0,7
6	0,8	0,7	0,7	0,6	0,7	0,7	0,6	0,5	0,9	0,8
7	0,9	0,5	0,8	0,5	0,8	0,5	0,6	0,4	0,8	0,5
8	0,9	0,5	0,8	0,5	0,8	0,8	0,6	0,4	0,9	0,6
9	0,7	0,4	0,6	0,4	0,6	0,4	0,5	0,3	0,6	0,5
10	0,8	0,4	0,7	0,4	0,7	0,4	0,5	0,3	0,7	0,5
11	0,4	0,2	0,4	0,2	0,3	0,1	0,3	0,2	0,4	0,2
12	0,4	0,2	0,4	0,2	0,3	0,1	0,3	0,2	0,4	0,2

Способ осреднения	Киев		Красноярск		Ленинград		Минск		Новосибирск	
	E_b	$E_{опт}$	E_b	$E_{опт}$	E_b	$E_{опт}$	E_b	$E_{опт}$	E_b	$E_{опт}$
1	0,7	0,7	1,8	1,6	0,8	0,6	0,7	0,6	1,5	1,3
2	0,7	0,4	1,2	0,7	0,8	0,3	0,8	0,4	1,1	0,6
3	0,8	0,4	1,4	0,8	0,8	0,3	0,8	0,4	1,2	0,6
4	0,8	0,5	1,4	0,8	0,9	0,4	0,8	0,5	1,3	0,7
5	0,4	0,4	0,8	0,7	0,4	0,3	0,5	0,4	0,7	0,6
6	0,5	0,4	0,9	0,7	0,4	0,3	0,5	0,4	0,8	0,7
7	0,6	0,3	1,0	0,6	0,6	0,2	0,6	0,3	0,9	0,5
8	0,6	0,3	1,0	0,6	0,6	0,2	0,6	0,3	0,9	0,5
9	0,4	0,3	0,8	0,6	0,4	0,2	0,4	0,3	0,7	0,4
10	0,5	0,4	0,9	0,6	0,5	0,2	0,5	0,3	0,8	0,5
11	0,3	0,2	0,5	0,3	0,3	0,1	0,3	0,2	0,4	0,2
12	0,3	0,2	0,5	0,3	0,3	0,1	0,3	0,2	0,5	0,2

пользовании, например, трехсрочных наблюдений могут превышать 1 °С. Для очень часто применяемого метода расчета средней суточной температуры как полусуммы максимальной и минимальной за сутки температуры воздуха погрешности могут быть еще больше. Использование для расчета средних суточных значений температуры метода оптимального осреднения позволяет во многих случаях существенно уточнить результаты.

Таким образом, полученные результаты показывают, что при климатологической обработке данных наблюдений учет случайных ошибок оказывается весьма актуальным, поскольку средние квадратические ошибки осреднения отличаются в несколько раз при использовании различных способов осреднения. Неучет этого факта может привести к существенным погрешностям и неверным методическим выводам при рассмотрении пространственного распределения средних суточных значений. Необходимо учитывать также, что осреднение производится различными способами не только в разных странах. Даже на одной станции методика осреднения во многих случаях менялась с течением времени, производились переходы от трех- к четырех- и восьмисрочным наблюдениям, либо от трех- и четырехсрочных наблюдений к способу получения средней температуры в виде полусуммы максимальной и минимальной температуры при сохранении количества сроков менялось их расположение на периоде осреднения или веса, с которыми эти данные входят в среднее значение. Принимая во внимание большие различия в значениях случайных ошибок для разных способов получения средних, при климатологическом анализе данных целесообразно обращать особое внимание на однородность рядов не только по отношению к средним значениям, но также и по отношению к средним квадратическим ошибкам осреднения.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Каган Р. Л. Осреднение метеорологических полей. – Л.: Гидрометеоиздат, 1979. – 213 с.

2. Каган Р. Л., Салль И. А. Об уточнении средних суточных значений метеорологических параметров. – Труды ГГО, 1983, вып. 466, с. 69–81.

3. Каган Р. Л., Сибир Е. Е. К вопросу о выборе интервала осреднения периодически коррелированных величин. – Труды ГГО, 1980, вып. 431, с. 74–89.

4. Каган Р. Л., Сибир Е. Е. О точности осреднения периодически коррелированных величин. – Труды ГГО, 1980, вып. 431, с. 90–105.

5. Лепехина Н. А., Федорченко Е. И. О суточном ходе дисперсии температуры воздуха. – Труды ГГО, 1973, вып. 308, с. 99–109.

6. Метеорологические данные за отдельные годы по зарубежной территории северного полушария / Под ред. Л. М. Шереметовой. Л.: Гидрометеоиздат, 1981. – 424 с.

7. Lawrence A. S., Robert F. D. Time of observation Temperature Bias and „Climatic Change." – Journ. Appl. Meteorol., 1977, v. 16, N 3, p. 215–222.

В. П. Тараканова, Е. И. Хлебникова

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ПОЛЕЙ ГЕОПОТЕНЦИАЛА И ВЕТРА ПОВЕРХНОСТИ 500 гПа В УМЕРЕННЫХ ШИРОТАХ

Анализу пространственной статистической структуры геопотенциала различных изобарических поверхностей посвящено сравнительно много работ (см. /1, 2/), среди которых особое место занимает фундаментальное исследование /3/. Гораздо менее изученной является статистическая структура поля реального ветра, причем в известных работах /1/ корреляционные и спектральные функции составляющих ветра анализируются, как правило, в отрыве от соответствующих функций поля геопотенциала.

В настоящей работе на материале данных наблюдений геопотенциала и ветра поверхности 500 гПа, относящихся к одному периоду, выполнен совместный статистический анализ этих метеорологических полей. Основное внимание обращается на рассмотрение корреляции средних месячных значений, сведения о которой для поля реального ветра в литературе отсутствуют. Между тем, такие сведения представляют безусловный интерес для целей мониторинга климата, понимаемого достаточно широко. Результаты анализа структуры средних месячных значений сопоставлялись с соответствующими оценками для срочных значений, которые также были рассчитаны в процессе выполнения данной работы.

Остановимся прежде всего на рассмотрении статистических характеристик средних месячных значений геопотенциала и ветра.

В качестве исходных использовались опубликованные в /4/ данные о средних месячных значениях геопотенциала, скорости и направлении ветра на изобарической поверхности 500 гПа в январе и июле для 50 станций, расположенных на Североамериканском континенте (30–70° с. ш., 60–140° з. д.), и 82 станций Евразии (30–70° с. ш., 10° з. д. – 60° в. д.) за период с 1963 по 1977 г. Расположение станций см. на рис. 1.

Для этих 132 станций были рассчитаны средние значения (m_H, m_u, m_v) и средние квадратические отклонения (σ_H, σ_u, σ_v) геопотенциала, зональной и меридиональной составляющих ветра, автокорреляционные функции геопотенциала ($r_{H,H}$), продольной составляющей ($r_{s,s}$) и поперечной составляющей ($r_{n,n}$), а также взаимные корреляционные функции геопотенциала и продольной составляющей ($r_{H,s}$), геопотенциала и поперечной составляющей ($r_{H,n}$), продольной и поперечной составляющих ветра ($r_{s,n}$).

Разности между средними значениями величин u и v, рассчитанными в данной работе, и нормами, приведенными в /5/, лежат в пределах выборочных погрешностей, обусловленных различием рассматриваемых периодов. Аналогичное утверждение относится к средним и дис-

персиям средних месячных значений геопотенциала в январе, которые сопоставлялись с соответствующими оценками, полученными в /6/ для Североамериканского континента.

Сопоставление средних квадратических отклонений средних месячных значений геопотенциала с приведенными в /5/ картами для срочных значений показывает, что общие пространственные закономерности изменчивости геопотенциала при осреднении сохраняются, а сами значения уменьшаются примерно в 2,2 раза в январе и примерно в 2,8 раза в июле.

Средние квадратические отклонения зональной (σ_u) и меридиональной (σ_v) составляющих ветра для января и июля представлены на рис. 1. Из этого рисунка видно, что распределение ветра над рассматриваемым регионом незначительно отличается от кругового. Исключение составляют горные районы Европы, где в июле изменчивость зональной составляющей в некоторых точках в 2–3 раза больше изменчивости меридиональной составляющей. Максимумы величин σ_u и σ_v приходятся над прибрежными районами Атлантики. Сравнение полученных нами значений σ_u и σ_v с картами /5/ показывает, что месячное осреднение приводит к уменьшению изменчивости примерно в 2–3 раза, причем это уменьшение более значительно для летнего периода.

Расчет корреляционных функций производился нами в предположении однородности и изотропности полей. Значения всех корреляционных функций рассчитывались путем осреднения по градациям расстояния ρ значений индивидуальных коэффициентов корреляции, и при этом учитывалась симметричность функции $r_{s,n}$ и антисимметричность функций $r_{H,n}$ и $r_{H,s}$.

На заключительном этапе анализировались следующие шесть функций, описывающих структуру полей геопотенциала и ветра:

$$\mu(\rho) = r_{H,H}(\rho), \tag{1}$$

$$\nu(\rho) = r_{s,s}(\rho), \tag{2}$$

$$\kappa(\rho) = r_{n,n}(\rho), \tag{3}$$

$$\lambda(\rho) = \frac{r_{H,n}(\rho) - r_{n,H}(\rho)}{2}, \tag{4}$$

$$\xi(\rho) = \frac{r_{H,s}(\rho) - r_{s,H}(\rho)}{2}, \tag{5}$$

$$\zeta(\rho) = \frac{r_{s,n}(\rho) + r_{n,s}(\rho)}{2}. \tag{6}$$

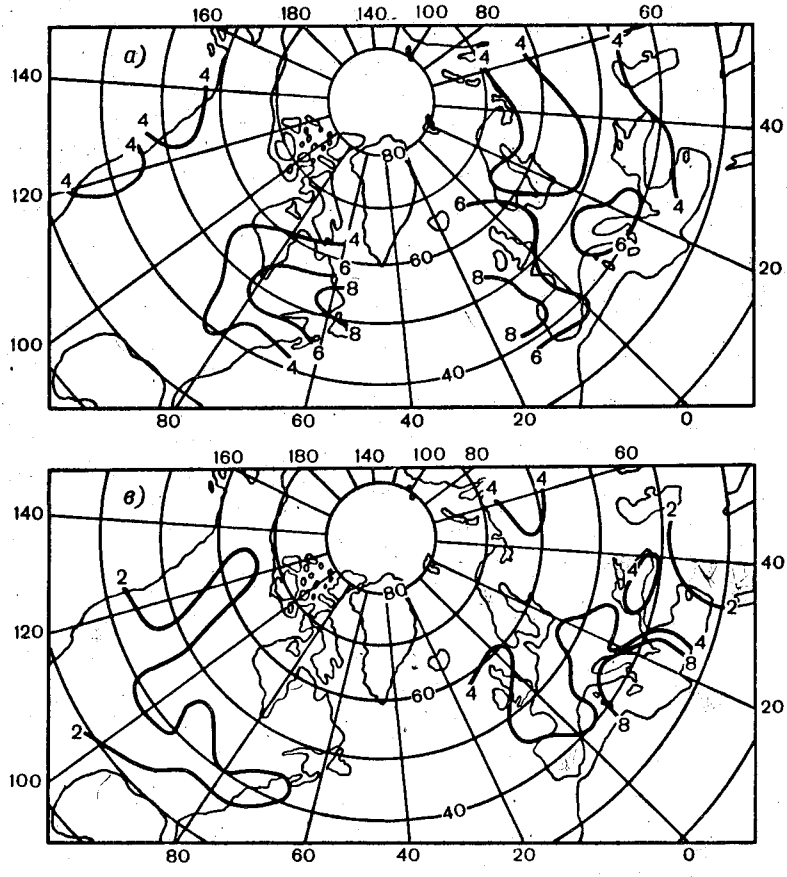
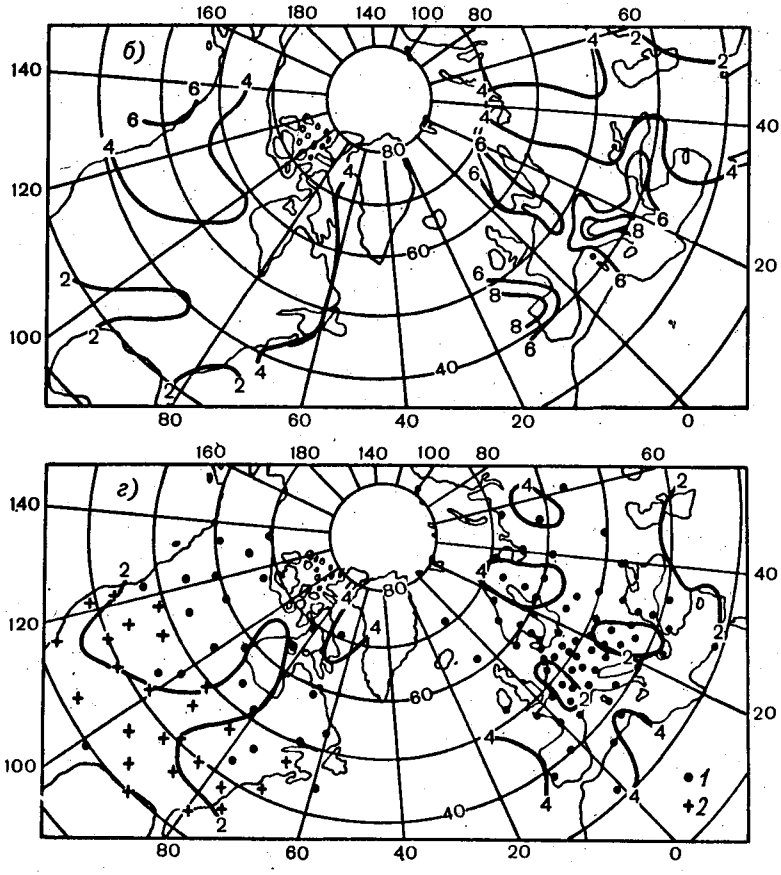


Рис. 1.


б)
г)
160
180
140
100
80
60
140
120
100
40
20
0
1
2

Здесь под $r_{f,g}(\rho)$ понимается осредненный по всем отрезкам длины ρ коэффициент корреляции между значениями f в начальной точке отрезка и g в его конечной точке.

В известных работах, в которых выполняется статистическое описание поля ветра в умеренных широтах, либо постулируется геострофичность ветра, либо разделение поля на соленоидальную и потенциальную составляющие производится без учета данных о геопотенциале, что в силу значительных ошибок в определении поля ветра может приводить к существенному искажению в описании структуры.

Функции (5), (6) для соленоидального (или потенциального) поля обращаются в нуль, поэтому их расчет для целей проверки степени выполнения предположения о геострофичности является необходимым.

Расчет корреляционных функций производился как отдельно для Североамериканского континента и европейского региона, так и для района в целом. При анализе корреляционных функций, относящихся к объединенному району, следует иметь в виду, что при больших расстояниях предположения об однородности и изотропии поля нарушаются. В рассматриваемом случае коэффициенты корреляции для таких расстояний характеризуют зональное, а не меридиональное направление.

Как видно из табл.1, 2, где для января и июля наряду со средними значениями $\mu(\rho)$, $\nu(\rho)$, $\kappa(\rho)$, $\lambda(\rho)$ коэффициентов корреляции приведены их средние квадратические отклонения, а также число пар, попавших в градацию, видно что различия корреляционных функций, относящихся к разным регионам, сопоставимы с погрешностями определения средних коэффициентов корреляции и не могут считаться значимыми.

Расчет по фактическим данным корреляционных функций $\xi(\rho)$ и $\zeta(\rho)$ (см. (5), (6)) показал, что значения этих функций, приведенные на рис. 2, действительно мало отличаются от нулевых, что подтверждает гипотезу о соленоидальности поля.

Совместное описание статистической структуры средних месячных значений геопотенциала и ветра в предположении геострофичности с помощью системы функций, порождаемой корреляционной функцией вида

$$\mu(\rho) = (1 + \rho/\rho_0)\exp(-\rho/\rho_0), \qquad (7)$$

которая успешно используется в аппроксимации срочных значений геопотенциала /3/ в диапазоне ρ до 1,5–2 тыс. км, оказывается не вполне удовлетворительным прежде всего вследствие того, что функция (7) приводит к недифференцируемости геострофического ветра, корреляция которого затухает гораздо быстрее, чем корреляция реального ветра. Последнее обстоятельство может иметь существенное значение при объективном анализе /8, 9/.

Таблица 1

Пространственные корреляционные функции среднемесячных значений полей геопотенциала и ветра, январь

ρ км	П	μ	σ_μ	κ	σ_κ	ν	σ_ν	λ	σ_λ
				Европа					
164	14	0,975	0,032	0,946	0,061	0,960	0,080	0,121	0,245
309	93	0,950	0,053	0,840	0,200	0,885	0,196	0,210	0,266
505	141	0,904	0,064	0,742	0,210	0,846	0,160	0,342	0,261
800	405	0,799	0,105	0,526	0,258	0,745	0,231	0,483	0,249
1202	480	0,602	0,171	0,225	0,313	0,619	0,252	0,620	0,204
1603	475	0,396	0,219	−0,088	0,314	0,479	0,295	0,642	0,207
1997	437	0,179	0,250	−0,302	0,325	0,321	0,309	0,585	0,224
2488	588	−0,036	0,271	−0,464	0,329	0,157	0,331	0,432	0,275
3074	386	−0,213	0,270	−0,439	0,356	0,075	0,349	0,176	0,302
3665	187	−0,292	0,334	−0,215	0,382	0,061	0,353	−0,003	0,346
4309	100	−0,169	0,333	0,110	0,429	0,019	0,381	−0,105	0,401
				Северная Америка					
350	5	0,949	0,520	0,759	0,072	0,887	0,056	0,282	0,288
524	29	0,929	0,114	0,715	0,206	0,840	0,132	0,370	0,333
791	97	0,817	0,137	0,519	0,251	0,741	0,163	0,496	0,316
1205	119	0,608	0,233	0,241	0,296	0,598	0,207	0,600	0,254
1598	140	0,374	0,280	0,002	0,282	0,452	0,259	0,617	0,240
1997	150	0,196	0,311	−0,217	0,280	0,300	0,297	0,561	0,245
2494	224	−0,086	0,304	−0,356	0,247	0,176	0,314	0,413	0,281
3093	195	−0,257	0,298	−0,387	0,272	0,106	0,296	0,198	0,286
3697	150	−0,300	0,253	−0,262	0,274	0,105	0,310	0,009	0,306
4395	105	−0,288	0,217	−0,057	0,301	0,148	0,292	−0,108	0,287
				Объединенный район					
164	14	0,975	0,032	0,946	0,061	0,960	0,080	0,121	0,245
311	98	0,950	0,053	0,836	0,194	0,885	0,190	0,215	0,273
508	170	0,909	0,076	0,737	0,210	0,844	0,155	0,349	0,279
799	502	0,803	0,113	0,524	0,257	0,744	0,218	0,486	0,265
1203	599	0,603	0,187	0,229	0,310	0,614	0,242	0,615	0,217
1602	615	0,391	0,237	−0,064	0,308	0,472	0,286	0,636	0,218
1997	588	0,184	0,269	−0,276	0,313	0,314	0,306	0,578	0,233
2490	815	−0,051	0,282	−0,429	0,307	0,163	0,325	0,425	0,278
3081	591	−0,222	0,285	−0,411	0,329	0,087	0,330	0,183	0,296
3685	371	−0,258	0,314	−0,210	0,335	0,088	0,330	−0,002	0,322
4483	457	−0,118	0,305	0,089	0,320	0,056	0,327	−0,100	0,320
6135	1389	−0,004	0,349	0,098	0,293	−0,044	0,318	0,050	0,325
8228	2201	−0,214	0,315	0,054	0,331	−0,070	0,341	0,078	0,325

Таблица 2

Пространственные корреляционные функции среднемесячных значений полей геопотенциала и ветра, июль

ρ км	n	μ	σ_μ	κ	σ_κ	ν	σ_ν	λ	σ_λ
				Европа					
164	14	0,956	0,120	0,921	0,109	0,930	0,223	0,170	0,580
309	93	0,890	0,179	0,798	0,211	0,880	0,161	0,285	0,408
505	141	0,820	0,207	0,637	0,249	0,808	0,209	0,412	0,388
800	405	0,656	0,282	0,343	0,296	0,668	0,255	0,545	0,327
1202	480	0,384	0,351	−0,063	0,312	0,469	0,310	0,576	0,290
1603	475	0,149	0,337	−0,354	0,305	0,268	0,322	−0,485	0,316
1997	437	−0,051	0,325	−0,446	0,299	0,128	0,322	0,296	0,347
2488	588	−0,122	0,274	−0,359	0,308	0,027	0,318	0,070	0,319
3074	386	−0,119	0,257	−0,115	0,326	0,004	0,310	−0,127	0,308
3665	187	−0,064	0,289	0,099	0,359	−0,057	0,337	−0,114	0,311
4309	100	0,038	0,278	0,158	0,314	−0,046	0,350	−0,071	0,292
				Северная Америка					
350	5	0,939	0,044	0,703	0,066	0,872	0,016	0,304	0,338
524	29	0,809	0,156	0,612	0,191	0,792	0,142	0,467	0,278
791	97	0,663	0,221	0,264	0,309	0,664	0,199	0,580	0,283
1205	119	0,324	0,282	−0,075	0,334	0,484	0,243	0,601	0,221
1598	140	0,101	0,334	−0,301	0,316	0,324	0,260	0,517	0,256
1997	150	−0,146	0,312	−0,406	0,288	0,184	0,297	0,359	0,255
2494	224	−0,269	0,295	−0,393	0,272	0,071	0,292	0,105	0,300
3093	195	−0,232	0,291	−0,219	0,285	0,013	0,300	−0,141	0,306
3697	150	−0,048	0,339	−0,037	0,276	0,014	0,322	−0,209	0,291
4395	105	0,062	0,297	0,069	0,231	0,018	0,317	−0,060	0,272
				Объединенный район					
164	14	0,956	0,120	0,921	0,109	0,930	0,223	0,170	0,580
311	98	0,894	0,175	0,793	0,204	0,880	0,156	0,285	0,408
508	170	0,818	0,198	0,632	0,238	0,805	0,196	0,424	0,370
799	502	0,658	0,269	0,324	0,301	0,667	0,243	0,554	0,319
1203	599	0,370	0,337	−0,066	0,318	0,473	0,295	0,582	0,276
1602	615	0,136	0,337	−0,339	0,309	0,284	0,307	0,494	0,302
1997	588	−0,080	0,324	−0,434	0,296	0,147	0,314	0,317	0,323
2490	815	−0,171	0,288	−0,371	0,296	0,042	0,309	0,082	0,314
3081	591	−0,165	0,276	−0,159	0,313	0,006	0,308	−0,130	0,308
3685	371	−0,053	0,315	0,024	0,325	−0,023	0,322	−0,168	0,304
4483	457	0,104	0,282	0,114	0,264	0,002	0,314	−0,095	0,279
6135	1389	0,011	0,296	0,049	0,258	−0,021	0,283	−0,061	0,300
8228	2201	−0,014	0,300	−0,087	0,310	−0,008	0,310	−0,047	0,303

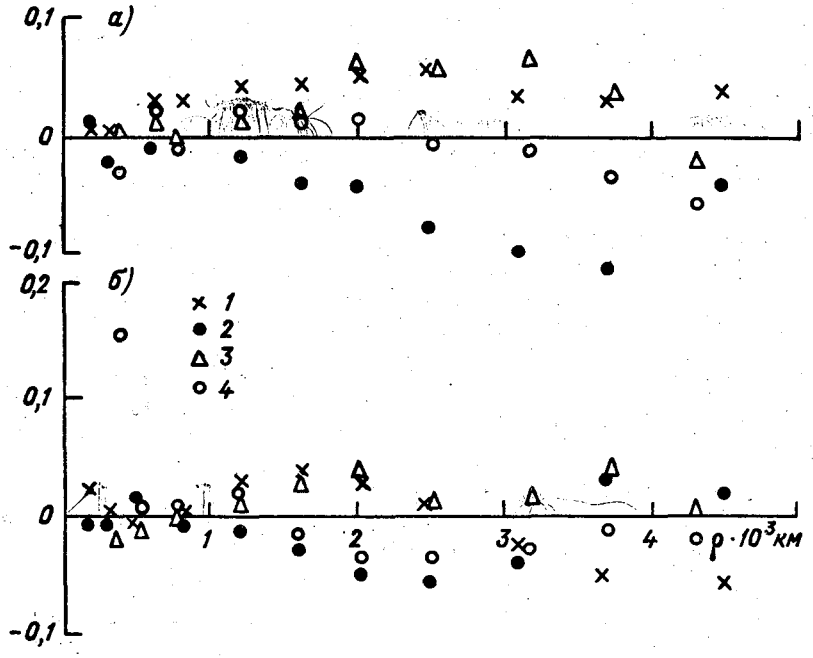


Рис. 2. Корреляционные функции $\xi(\rho)$ и $\zeta(\rho)$ для января (*а*) и июля (*б*).

1 – $\xi(\rho)$, средние месячные значения; *2* – $\zeta(\rho)$, средние месячные значения; *3* – $\xi(\rho)$, срочные значения; *4* – $\zeta(\rho)$, срочные значения.

Попытка использования для аппроксимации структуры геопотенциала и ветра системы функций, базирующейся на корреляционной функции геопотенциала вида

$$\mu(\rho) = \frac{\sin(\rho/\rho_0)}{\rho/\rho_0}, \qquad (8)$$

являющейся знакопеременной и бесконечно дифференцируемой, также оказалась несостоятельной и показала, что однопараметрическая система функций не позволяет сколько-нибудь удовлетворительно описать тонкую структуру геопотенциала и его производных.

Анализ корреляционных функций средних месячных значений геопотенциала и ветра, приведенных в табл. 1 и 2, полученных по фактическим данным, показал, что при их аппроксимации целесообразно исходить из двухпараметрической корреляционной функции геопотенциала, являющейся произведением знакопеременной функции и функции, имеющей не менее четырех производных. В качестве такой функции использовалась корреляционная функция вида

$$\mu(\rho) = \exp(-a\rho)\ \left(1 + a\rho + \frac{(a\rho)^2}{3}\right) J_0(b\rho), \qquad (9)$$

где J_0 — функция Бесселя нулевого порядка.

В предположении геострофичности при задании (9) корреляционные функции ν, κ и λ принимают вид

$$\nu(\rho) = \frac{\exp(-a\rho)}{1 + \frac{2}{3}\left(\frac{a}{b}\right)^2}\left\{\frac{2}{3}\left(\frac{a}{b}\right)^2 f_1(a\rho)\, J_0(b\rho) + 2 f_2(a\rho)\ \frac{J_1(b\rho)}{b\rho}\right\}, \qquad (10)$$

$$\kappa(\rho) = \frac{\exp(-a\rho)}{1 + \frac{2}{3}\left(\frac{a}{b}\right)^2}\left\{\left(f_2(a\rho) + \frac{1}{3}\left(\frac{a}{b}\right)^2 f_3(a\rho)\right) J_0(b\rho) - \right.$$

$$\left. - \left(\frac{2}{3}(a\rho)^2 f_1(a\rho) + f_2(a\rho)\right)\ \frac{J_1(b\rho)}{b\rho}\right\}, \qquad (11)$$

$$\lambda(\rho) = \frac{b\rho\exp(-a\rho)}{\sqrt{2\left(1 + \frac{2}{3}\left(\frac{a}{b}\right)\right)}}\left\{\frac{2}{3}\left(\frac{a}{b}\right) f_1(a\rho)\, J_0(b\rho) + 2 f_2(a\rho)\ \frac{J_1(b\rho)}{b\rho}\right\}, \qquad (12)$$

где

$$f_1(a\rho) = 1 + a\rho,$$

$$f_2(a\rho) = 1 + a\rho + \frac{1}{3}(a\rho)^2,$$

$$f_3(a\rho) = 1 + a\rho - (a\rho)^2,$$

J_1 — функция Бесселя первого порядка.

При аппроксимации структуры геопотенциала и ветра функциями (9) — (12) на первом этапе определялись значения меры ошибок наблюдений (η^2_H для геопотенциала и $\eta^2_{s,n}$ для составляющих ветра), которые оказались довольно значительными, в особенности для ветра (табл. 3).

Таблица 3

Параметры статистической структуры полей геопотенциала и ветра поверхности 500 гПа

Характер данных	Параметр			
	b	a	η^2_H	$\eta^2_{s,n}$
			Январь	
Средние месячные	1,00	0,70	0,01	0,11
Срочные	1,27	0,89	0,02	0,18
			Июль	
Средние месячные	1,34	0,94	0,05	0,11
Срочные	1,34	1,34	0,06	0,25

Анализ функций μ, ν, κ, представленных в табл. 1 и 2, с целью определения η^2 производился с учетом линейной зависимости этих функций от ρ^2 при малых расстояниях, являющейся следствием дифференцируемости соответствующих полей, а также с учетом реальных погрешностей коэффициентов корреляции.

Параметр b в (9) — (12) находится по точке пересечения оси абсцисс корреляционной функцией геопотенциала, параметр a — исходя из наилучшего соответствия всех четырех (μ, ν, κ, λ) функций аппроксимирующим зависимостям. Определенные таким образом параметры структуры геопотенциала и ветра даны в табл. 3.

На рис. 3 представлены фактические значения функций μ, ν, κ, в которые введена поправка на ошибки наблюдений, и аппроксимирующие эти функции зависимости. Из этого рисунка видно, что система функций (9) – (12) вполне удовлетворительно описывает структуру полей геопотенциала и ветра. В частности, аппроксимация, основанная на (9), в отличие от (7) приводит к более медленному затуханию корреляции продольной составляющей, по сравнению с корреляцией геопотенциала, что соответствует реальным данным.

Несколько хуже соответствует фактическим значениям зависимость (12), аппроксимирующая взаимную корреляцию геопотенциала и поперечной составляющей (см. рис. 4). Вблизи экстремума фактические значения оказываются систематически меньше значений, рассчитанных по (12). На наш взгляд, однако, это не является основанием для выделения агеострофической составляющей. Представляется более вероятным в данном случае предположить возможное влияние связности ошибок наблюдений (независимые ошибки наблюдений, очевидно, не сказываются на величине взаимной корреляции H и n).

Для выяснения влияния масштаба временного осреднения на структуру полей геопотенциала и ветра для североамериканского региона был выполнен расчет корреляционных функций срочных значений геопотенциала и ветра. Для этой цели использовались данные для 25 станций, расположение которых изображено на рис. 1 крестиками, за период с 1958 по 1971 г. Для января и июля рассматривалось 70 ситуаций (срок 12 ч, дни с 3 по 27 с интервалом в 6 сут).

Полученные результаты представлены в табл. 4, параметры аппроксимации в табл. 3.

На рис. 5 изображены фактические значения корреляционных функций срочных значений геопотенциала и ветра, в которые введена поправка на ошибки наблюдений, и аппроксимирующие эти функции кривые. Значения взаимной корреляции геопотенциала и ветра с соответствующими аппроксимациями даны на рис. 4.

Из сопоставления рис. 3 и рис. 5, а также сплошных и штриховых линий на рис. 4, видно, что осреднение приводит к некоторому увеличению масштаба корреляции (ср. с /6/), уменьшению значений параметров a и b, особенно заметному в зимний сезон. Существенно также различие между мерами ошибок наблюдений. Так, в июле для ветра стандарт ошибок срочных наблюдений достигает 50 % (!) от величины стандарта истинных значений. Однако общий характер корреляционных функций (знакопеременность, соотношение между $\mu(\rho)$ и $\nu(\rho)$, а также между корреляционными функциями в зимний и летний сезон, медленное затухание вблизи нуля) не зависит от степени осреднения.

Для дальнейшего уточнения представлений в рамках однородности и изотропности векторного поля ветра необходимо привлечение массового материала для разных изобарических поверхностей и детальный анализ структуры ошибок наблюдений, влияние которых на статисти-

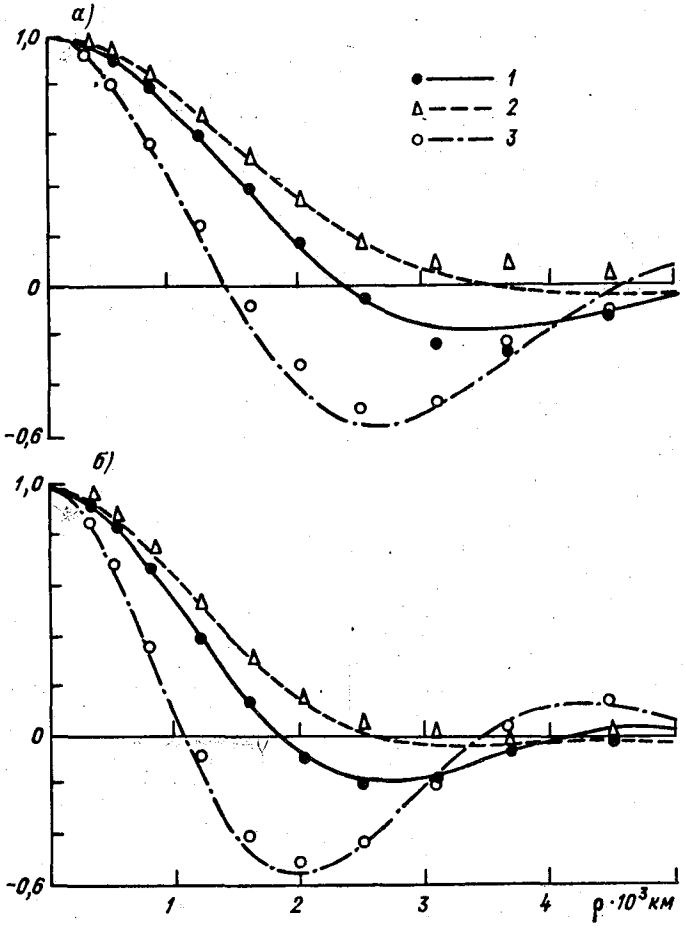


Рис. 3. Корреляция средних месячных значений геопотенциала и ветра для января (*а*) и июля (*б*).
1 – $\mu(\rho)$, *2* – $\nu(\rho)$, *3* – $\kappa(\rho)$.

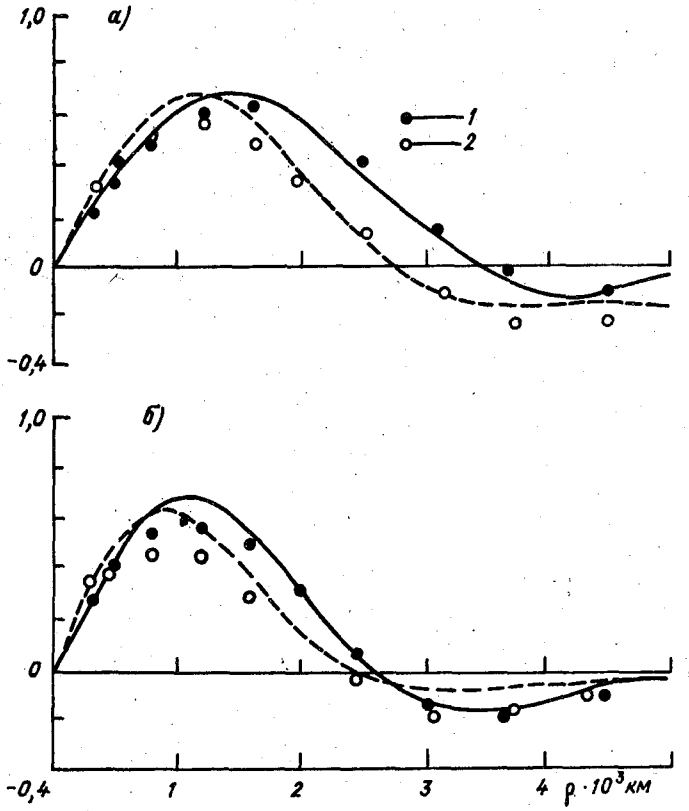


Рис. 4. Взаимная корреляция геопотенциала и поперечной составляющей ветра для января (*а*) и июля (*б*).
1 – средние месячные значения, *2* – срочные значения.

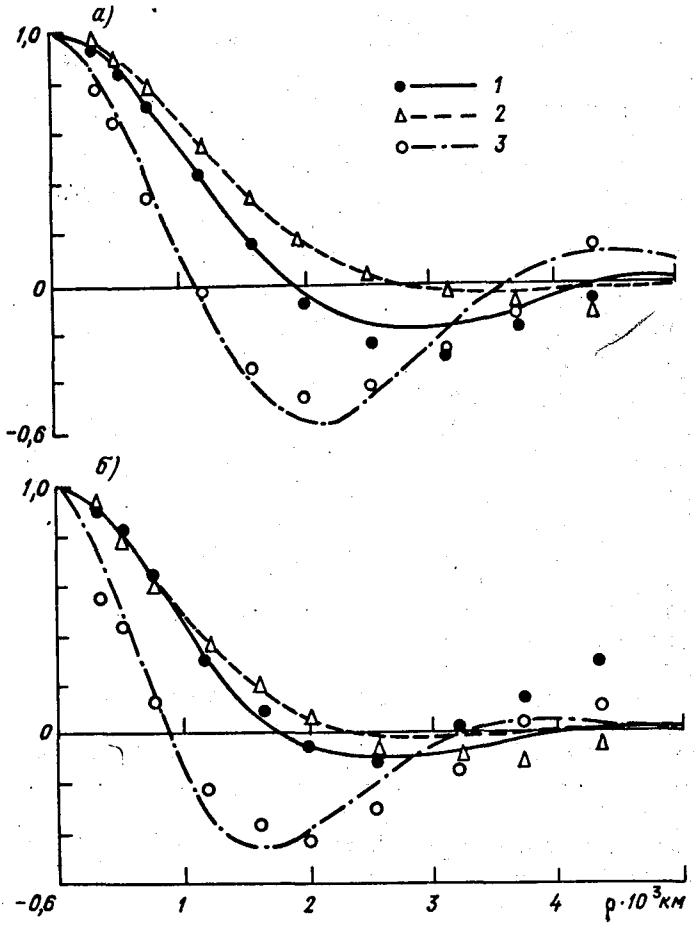


Рис. 5. Корреляция срочных значений геопотенциала и ветра для января (*а*) и июля (*б*).
$1 - \mu(\rho)$, $2 - \nu(\rho)$, $3 - \kappa(\rho)$.

Таблица 4

Пространственные корреляционные функции срочных значений полей геопотенциала и ветра, Северная Америка

ρ км	n	μ	σ_μ	κ	σ_κ	ν	σ_ν	λ	σ_λ
					Январь				
356	3	0,931	0,008	0,659	0,121	0,832	0,034	0,315	0,100
518	15	0,868	0,053	0,558	0,016	0,768	0,058	0,427	0,166
775	39	0,719	0,090	0,308	0,158	0,659	0,098	0,530	0,137
1189	55	0,439	0,132	–0,017	0,158	0,448	0,138	0,587	0,102
1609	46	0,172	0,140	–0,278	0,109	0,301	0,124	0,498	0,148
1980	44	–0,057	0,118	–0,371	0,128	0,158	0,119	0,355	0,109
2512	47	–0,240	0,117	–0,339	0,136	0,034	0,152	0,146	0,125
3153	25	–0,291	0,097	–0,247	0,119	–0,044	0,105	–0,097	0,112
3707	18	–0,177	0,095	–0,104	0,122	–0,070	0,122	–0,212	0,118
4297	8	–0,074	0,092	0,126	0,187	–0,106	0,118	–0,215	0,097
					Июль				
356	3	0,865	0,012	0,452	0,099	0,742	0,047	0,356	0,100
518	15	0,792	0,058	0,356	0,133	0,627	0,112	0,424	0,247
775	39	0,602	0,124	0,109	0,161	0,497	0,114	0,473	0,147
1189	55	0,306	0,198	–0,180	0,146	0,285	0,143	0,457	0,127
1609	46	0,110	0,168	–0,278	0,120	0,168	0,120	0,298	0,156
1980	44	–0,036	0,120	–0,328	0,132	0,068	0,150	0,159	0,150
2512	47	–0,078	0,099	–0,242	0,112	–0,049	0,121	–0,030	0,125
3153	25	0,039	0,064	–0,103	0,101	–0,066	0,114	–0,172	0,102
3707	18	0,160	0,057	0,042	0,081	–0,103	0,117	–0,147	0,104
4297	8	0,291	0,050	0,107	0,082	–0,028	0,099	–0,075	0,090

ческие характеристики ветра весьма значительно и препятствует достоверному выделению потенциальной составляющей поля.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Статистическая структура метеорологических полей. – Будапешт, 1976. 365 с.

2. Груза Г. В., Клещенко Л. К. Данные о структуре и изменчивости климата. Геопотенциал поверхности 500 гПа и некоторые характеристики циркуляции. – Обнинск, Изд-во ВНИИГМИ–МЦД, 1982. 218 с.

3. Юдин М. И. Некоторые закономерности структуры поля геопотенциала. – Труды ГГО, 1961, вып. 121, с. 3–18.

4. Monthly Climatic Data for the World; 1963–1977, Asheville.

5. Атлас климатических характеристик температуры, плотности и давления воздуха, ветра и геопотендиала в тропосфере и нижней стратосфере северного полушария, 1975, вып. VI.

6. Каган Р. Л., Лугина К. М. Статистическая структура аномалий аэрологических полей над Североамериканским континентом. – Труды ГГО, 1968, вып. 228, с. 98–120.

7. Груза Г. В., Казначеева В. Д. Статистическая структура барического поля северного полушария. – Труды САНИГМИ, 1968, вып. 38 (53). 133 с.

8. Либерман Ю. М. О систематических погрешностях определения климатической изменчивости ветра по данным в узлах регулярной сетки. – Метеорология и гидрология, 1984, № 3, с. 42–49.

9. Клягиина Л. П., Хлебникова Е. И. Об оценке стистематической погрешности определения дисперсии поля ветра по данным в узлах регулярной сетки. – См. настоящий сборник.

Е. И. Хлебникова

О МОДИФИЦИРОВАННОМ МЕТОДЕ ОПТИМАЛЬНОЙ ИНТЕРПОЛЯЦИИ ДЛЯ ОЦЕНКИ КЛИМАТИЧЕСКОЙ ИЗМЕНЧИВОСТИ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ВЕЛИЧИН

В последние годы широко распространилась тенденция к созданию банков данных, полученных путем интерполяции значений на станциях в узлы регулярной (например, широтно-долготной) сетки. Такие банки данных используются при решении различного рода задач, в том числе и для мониторинга и диагноза климата.

В работах Р. Л. Кагана и автора /1–3/ рассмотрены различные аспекты влияния интерполяции метеорологических полей, приведены количественные оценки этого влияния для ряда метеовеличин и показана важность учета данного фактора для корректного слежения за изменениями климата.

Одним из последствий влияния интерполяции является меньшая изменчивость проинтерполированных значений по сравнению с дисперсией исходного поля. Это обстоятельство в свою очередь приводит к ложной пространственно-временной неоднородности полей интерполированных значений, обусловленной изменением густоты сети станций в пространстве и во времени.

Закономерное изменение дисперсии интерполированных значений, вызванное изменением во времени плотности сети, проявляется либо явно (при определении внутрирегиональной, например внутриширотной, изменчивости и использовании пространственного осреднения), либо неявно (при расчете точечных дисперсий метеовеличин по времен-

ным рядам интерполированных значений, когда нестационарность рядов не учитывается и обработка ведется в предположении постоянства дисперсии в течение рассматриваемого периода). В первом случае мы рискуем сразу же получить неправильные выводы об изменениях климата, во втором случае мы получаем заниженные оценки дисперсии в точке, что может привести к разным последствиям в зависимости от дальнейшего использования этих оценок.

Поскольку банки данных в узлах регулярной сетки становятся одной из самых распространенных форм хранения информации, естественно поставить вопрос о возможностй применения проинтерполированных данных для получения несмещенных оценок моментов, в частности дисперсии. Упоминание о таком подходе содержится с /2/.

Рассмотрим однородное и изотропное метеорологическое поле f с постоянной дисперсией σ^2. Пусть f_0 — значение f в узле интерполяции, f_k $(k = 1, 2, \ldots, n)$ — значения f на станциях, $\tilde{f}_0$ — результат интерполяции, $E = \overline{(\tilde{f}_0 - f_0)^2}$ — средняя квадратическая ошибка интерполяции.

Поставим перед собой задачу определения весов p_k $(k = 1,2 \ldots, n)$ линейной интерполяции

$$\tilde{f}_0 = \sum_{k=1}^{n} p_k f_k, \tag{1}$$

минимизирующих среднюю квадратическую ошибку интерполяции E при условии равенства дисперсий интерполированного и исходного поля. Это значит, что веса интерполяции должны обеспечивать минимум меры ошибки интерполяции

$$\epsilon^2 = E/\sigma^2 = 1 + \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} p_i p_k r_{ik} - 2\sum_{k=1}^{n} p_i r_{io} \tag{2}$$

при условии

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} p_i p_k r_{ik} = 1. \tag{3}$$

Здесь r_{ik} — коэффициент корреляции значений на i-й и k-й станциях, r_{io} — коэффициент корреляции значений на i-й станции и в узле интерполяции.

Применяя метод множителей Лагранжа, можно получить следующую систему из n + 1 уравнений для определения весов интерполяции $(k = 1, 2, \ldots, n)$ и вспомогательного множителя λ:

$$\sum_{k=1}^{n} p_k r_{ik} = \frac{r_{io}}{1-\lambda}, \qquad i = 1, 2, \ldots, n, \tag{4}$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} p_i p_k r_{ik} = 1.$$

Известно, однако, что веса оптимальной интерполяции $p_k^{опт}$ удовлетворяют условиям

$$\sum_{k=1}^{n} p_k^{опт} r_{ik} = r_{io}. \qquad (5)$$

Из (4) – (5) получаем

$$p_k = p_k^{опт} / a_0, \qquad (6)$$

где $a_0 = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} p_i^{опт} p_k^{опт} r_{ik}}$

есть мера занижения дисперсии метеорологического поля при использовании оптимальной интерполяции.

Мера ошибки ϵ модифицированной оптимальной интерполяции, определяемой (6), однозначно связана с мерой ошибки ϵ_0 обычной оптимальной интерполяции. Действительно, из (2), (3) следует

$$\epsilon^0 = 2 - 2\sum_{i=1}^{n} p_i r_{io}. \qquad (7)$$

Учитывая (6) и то, что

$$a_0 = \sqrt{1 - \epsilon_0^2}, \qquad (8)$$

$$\epsilon_0^2 = 1 - \sum_{i=1}^{n} p_i^{опт} r_{io}, \qquad (9)$$

получаем

$$\epsilon^2 = 2(1 - \sqrt{1 - \epsilon_0^2}). \qquad (10)$$

Точность модифицированного варианта оптимальной интерполяции, очевидно, меньше точности обычной оптимальной интерполяции. Следует подчеркнуть, однако, что относительное уменьшение точности оптимальной интерполяции гораздо меньше относительного увеличения точности оценки стандарта, которого мы достигаем при введении дополнительного условия (3). Это хорошо видно из рис. 1, на котором даны зависимости от ϵ_0 двух величин: ϵ / ϵ_0 (кривая 1) и $a / a_0 = 1 / a_0$ (кривая 2). Например, при $\epsilon_0 \leqslant \sqrt{0{,}75} \approx 0{,}86$ погрешность модифицированного варианта оптимальной интерполяции не более чем на 15 % больше погрешности обычной оптимальной интерполяции, однако за счет этого мы ликвидируем занижение оценки стандарта, которое может достигать 50 %.

Заметим, что значение $\epsilon_0^2 = 0{,}75$ является критическим, а именно: если сеть станций настолько редкая, что $\epsilon_0 > \sqrt{0{,}75}$, то выполнение модифицированного варианта оптимальной интерполяции является бессмысленным, так как это приводит к ошибке интерполяции, превы-

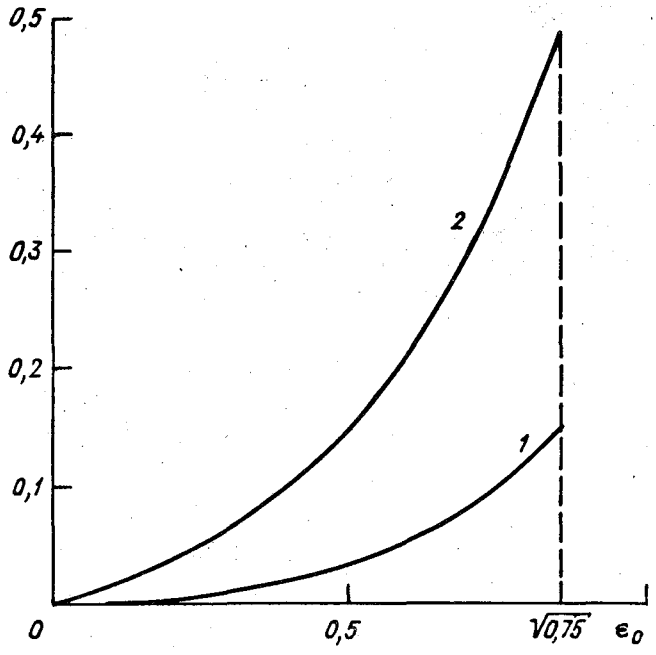


Рис. 1. К точности двух видов оптимальной интерполяции.
1) ϵ/ϵ_0, 2) $a/a_0 = 1/a_0$.

шающей естественную изменчивость интерполируемой величины.

Применение интерполяции с весами (6) дает возможность получать несмещенные оценки дисперсии по временным рядам интерполированных значений, что является особенно актуальным в случае нестабильных сетей, когда введение поправки на смещение после расчета моментов осуществить невозможно.

В методических целях нами была предпринята попытка применения модифицированного варианта оптимальной интерполяции, обеспечивающего отсутствие систематической ошибки расчета дисперсии, к определению в узлах регулярной сетки дисперсии средней годовой температуры воздуха в полярной зоне (севернее 70° с. ш.) северного полушария. При этом за основу были взяты данные наблюдений за период с 1881 по 1981 г. для 105 станций, расположенных севернее 60° с.ш., которые используются /4/ для мониторинга осредненных по площади значений температуры воздуха. Общее расположение станций (за исключением дрейфующих) дано на рис. 2, однако при рассмотрении его следует иметь в виду, что в течение изучаемого периода число станций значительно менялось.

Для описания статистической структуры поля средней годовой температуры воздуха использовалась модель /5/, а именно, полагалось, что пространственная корреляционная функция этой величины имеет вид

$$r(\rho) = \exp(-0{,}34\rho^{1{,}62}) \qquad (11)$$

при задании меры ошибок наблюдений, равной 0,02 (здесь ρ – расстояние в тыс. км).

Объективный анализ поля аномалий средней годовой температуры воздуха, выполненный с помощью метода оптимальной интерполяции в предположении локальной однородности поля дисперсий в окрестности узла, дал возможность для каждого года и каждого узла получить теоретические оценки меры занижения стандарта α_0, которые и были использованы при последующем расчете весов (6).

На рис. 3 дан вековой ход значений α_0 для отдельных узлов широты $\varphi = 80^{\circ}$ с.ш. Представленная здесь картина является типичной для региона. Для отдельных узлов (см. $\lambda = 90^{\circ}$ з. д.), находящихся вблизи длиннорядных станций, занижение стандарта вследствие интерполяции сравнительно невелико и остается примерно на одном уровне (15–20 %) в течение всего периода. Для большинства же узлов систематическая погрешность оценки среднего квадратического отклонения претерпевает значительные изменения (примерно от 50 до 2 %); при этом, несмотря на большие колебания год от года, просматривается четкая тенденция к росту изменчивости интерполированных значений, обусловленная уменьшением систематической погрешности в связи с увеличением плотности сети в этом регионе.

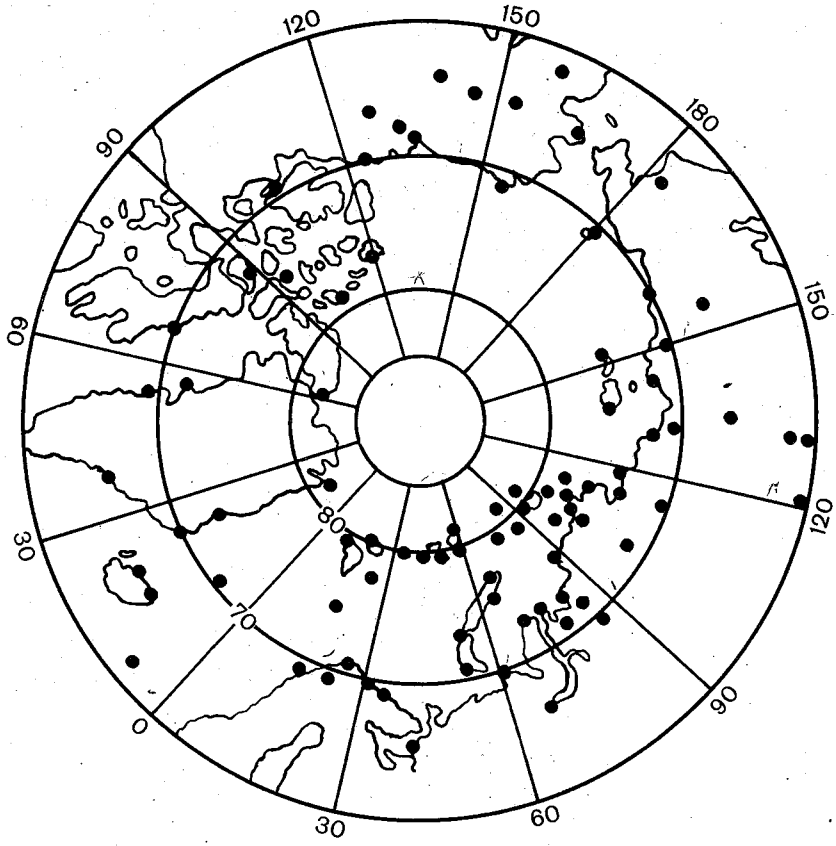


Рис. 2. Сеть станций.

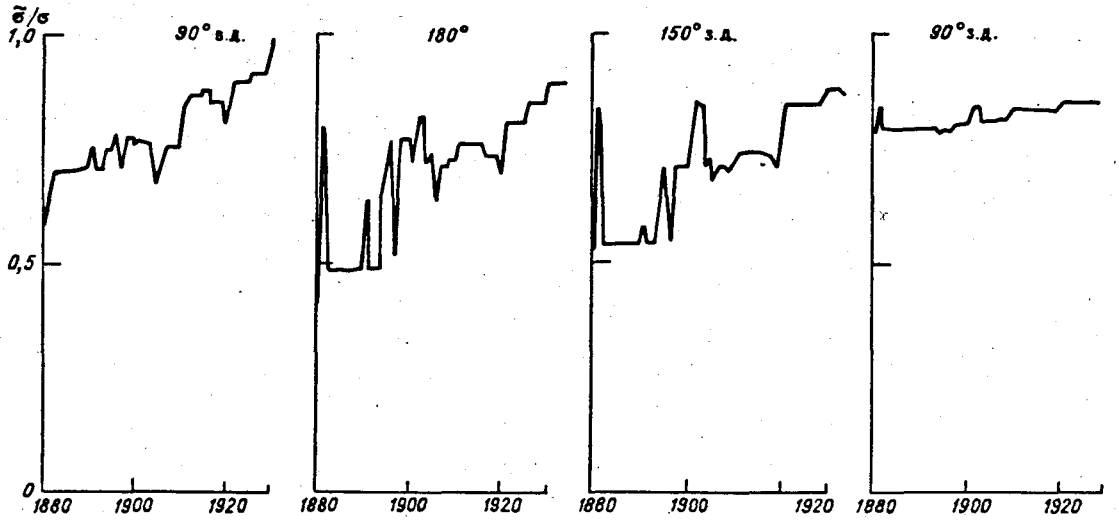


Рис. 3. Вековой ход меры занижения стандарта α_0 в узлах ($\varphi = 80^\circ$ с. ш.).

Таблица 1

Оценки стандартов средней годовой температуры воздуха в узлах регулярной сетки, Арктика

λ^o в. д.	φ^o с. ш.			λ^o в. д.	φ^o с. ш.		
	70	75	80		70	75	80
0	0,88	1,30	1,48	180	0,87	0,88	0,91
10	0,83	1,25	1,58	170	0,95	0,95	0,96
20	0,77	1,24	1,54	160	1,12	1,05	1,04
30	0,85	1,21	1,50	150	1,13	1,15	1,09
40	1,07	1,19	1,46	140	1,21	1,13	1,13
50	1,25	1,16	1,36	130	1,19	1,18	1,14
60	1,35	1,30	1,32	120	1,24	1,21	1,17
70	1,37	1,34	1,34	110	1,30	1,26	1,29
80	1,34	1,37	1,27	100	1.33	1,32	1,32
90	1,29	1,24	1,17	90	1,40	1,35	1,33
100	1,25	1,15	1,17	80	1,49	1,38	1,32
110	1,21	1,18	1,20	70	1.53	1,39	1,30
120	1,14	1,10	1,12	60	1,54	1,38	1,29
130	1,00	1,01	1,06	50	1,44	1,27	1.22
140	0,90	0,97	1,02	40	1,16	1,15	1,20
150	0,90	0,94	0,99	30	1,00	1,09	1,16
160	0,88	0,88	0,95	20	1,01	1,08	1,24
170	0,85	0,86	0,90	10	0,99	1,19	1,34

На рис. 4 для $\varphi = 80^o$ с. ш. даны результаты сравнения стандартов средней годовой температуры воздуха, рассчитанных с помощью использования оптимальной интерполяции, модифицированного варианта оптимальной интерполяции, а также по временным рядам в узлах регулярной сетки, полученным на основе субъективного анализа. Из этого рисунка хорошо видно, что в слабоосвещенных секторах интерполяция (оптимальная и в особенности субъективная) приводит к значительному сглаживанию результатов и, как следствие, занижению дисперсии. Вместе с тем, в более благополучном районе (восточном секторе) все три способа интерполяции дают оценки, мало отличающиеся друг от друга.

В табл. 1 для $\varphi = 70, 75, 80^o$ с. ш. даны результаты расчета средних квадратических отклонений средней годовой температуры, полученные с помощью использования модифицированного варианта оптимальной интерполяции.

Приведенные оценки, конечно, следует рассматривать как предварительные; они требуют дальнейшего уточнения. В частности, для клима-

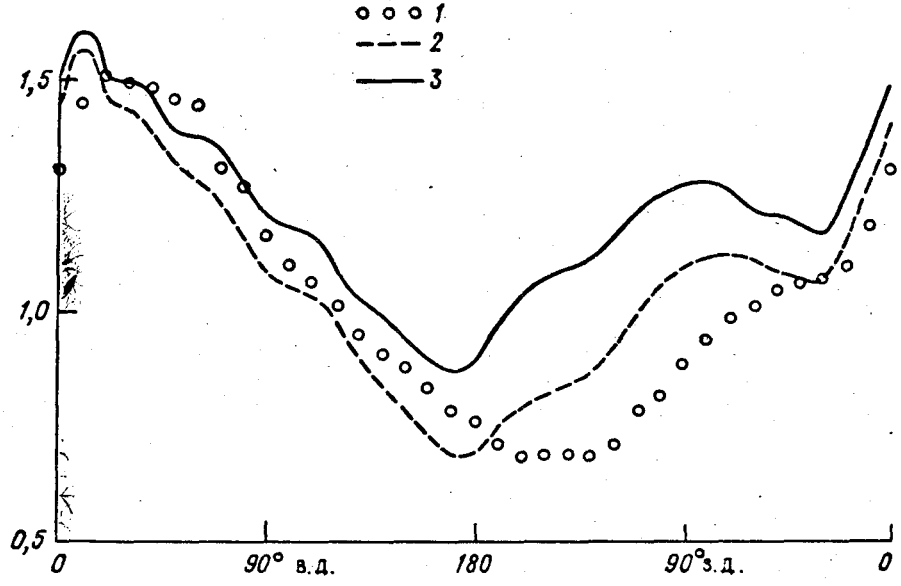


Рис. 4. Оценки стандартов средней годовой температуры воздуха в узлах ($\varphi = 80^{\circ}$ с. ш.).

1 – субъективная интерполяция, *2* – оптимальная интерполяция, *3* – модифицированный метод оптимальной интерполяции.

тологических целей при формализации метода анализа в узлы сетки (по крайней мере, для приземных полей) может оказаться полезным использование опыта специалистов при определении набора влияющих станций.

Вместе с тем, представленные результаты достаточно убедительно свидетельствуют о том, что при формировании банков данных в узлах регулярной сетки, наряду с самими результатами интерполяции, целесообразно хранить характеристики их точности. Для этого необходим переход к применению объективных способов интерполяции, так как применение субъективных методов не дает возможности получить количественные оценки точности интерполяции и систематических погрешностей дисперсии, которые могут быть очень велики и приведут к неправильным выводам о пространственно-временных закономерностях изменения метеорологических величин.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Каган Р. Л., Хлебникова Е. И. О влиянии густоты сети станций на характеристики изменчивости интерполированных значений. – Метеорология и гидрология, 1981, № 5, с. 39–47.

2. Каган Р. Л., Хлебникова Е. И. О нарушении однородности метеорологических полей при их интерполяции. – Труды ГГО, 1983, вып. 466, с. 3–18.

3. Хлебникова Е. И. Об искажении распределений негауссовских величин при их пространственной интерполяции. – Труды ГГО, 1983, вып. 466, с. 26–32.

4. Винников К. Я., Лугина К. М. Некоторые проблемы мониторинга глобального термического режима северного полушария. – Метеорология и гидрология, 1982, № 11, с. 5–14.

Л. П. Клягина, Е. И. Хлебникова

ОБ ОЦЕНКЕ СИСТЕМАТИЧЕСКОЙ ПОГРЕШНОСТИ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ДИСПЕРСИИ ПОЛЯ ВЕТРА ПО ДАННЫМ В УЗЛАХ РЕГУЛЯРНОЙ СЕТКИ

Одним из способов определения количественных характеристик энерго- и массообмена в узлах широтно-долготной сетки является расчет их по данным о соответствующих метеорологических величинах, полученных путем предварительной интерполяции значений в пунктах наблюдений в узлы регулярной сетки. Поэтому вопрос о погрешностях статистических характеристик, оцениваемых таким образом, является, безусловно, актуальным для широкого круга задач. Впервые на это обстоятельство обращено внимание в /1/, где приведены количественные

оценки искажения различных статистических характеристик в результате интерполяции для ряда метеорологических величин.

Влияние интерполяции проявляется прежде всего в занижении дисперсии поля интерполированных значений по сравнению с дисперсией исходного поля. Занижение оценок дисперсии по интерполированным данным может быть уменьшено за счет увеличения плотности сети станций, совершенствования схем объективного анализа, а также применения специальных методов оценки статистических характеристик, направленных на уменьшение их систематических погрешностей.

В рамках классической оптимальной интерполяции увеличение точности интерполяции эквивалентно увеличению дисперсии интерполированных значений /2/, поэтому любое совершенствование данного способа объективного анализа ведет к уменьшению систематических погрешностей определения естественной изменчивости поля по интерполированным данным (см., например, /3/).

Вместе с тем количественные оценки искажения дисперсии при использовании оптимальной интерполяции представляют интерес для целей мониторинга климата в той степени, в какой они основаны на описании статистической структуры метеорологических полей, соответствующем реальным данным. Неадекватность модели может привести к ложным выводам о преувеличенном значении влияния интерполяции.

В /3/ оценка систематических погрешностей определения дисперсии вектора ветра в узлах регулярной сетки базируется на предположении о геострофичности при аппроксимации корреляции поля геопотенциала, предложенной в /4/. При этом основное внимание обращается на целесообразность использования при оптимальной интерполяции данных о геопотенциале соответствующей изобарической поверхности. Между тем, увеличение точности интерполяции (и соответственно уменьшение систематической погрешности оценки дисперсии), достигаемое за счет привлечения информации о геопотенциале, имеет гораздо меньшую величину, чем вариация значений ошибок интерполяции (оценок систематической погрешности дисперсии) в зависимости от статистического описания поля.

В настоящей работе выполнено сопоставление систематических погрешностей дисперсии поля ветра для разных видов аппроксимации корреляционной функции.

В качестве показателя искажения дисперсии поля ветра использовалась величина a, являющаяся отношением стандарта $\tilde{\sigma}$ интерполированных величин составляющих ветра к истинному стандарту σ, которая может быть рассчитана по формуле

$$a = \tilde{\sigma}/\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} P_i P_k r_{ik} + \eta^2 \sum_{i=1}^{n} P_i^2}, \qquad (1)$$

где n — число влияющих станций, r_{ik} — коэффициент корреляции между значениями составляющей на i-й и k-й станциях, P_i — вес интерполя-

ции с i-й станции в узел, η^2 — мера ошибок наблюдений.

Оценка величины α была произведена для узлов широтно-долготной сетки в зоне северного полушария с 15 по 65° с. ш. с шагом 5° по широте и по долготе (всего для 720 узлов). Веса интерполяции P_i находились с использованием одноэлементной схемы объективного анализа поля ветра, выполняемого с помощью метода оптимальной интерполяции с учетом анизотропности поля ветра /3/.

При расчетах корреляция составляющих ветра задавалась на основе геострофических соотношений. Оценки были проведены для двух видов аппроксимации корреляционной функции геопотенциала:

$$\mu(\rho) = (1 + a\rho)\ \exp(-a\rho), \qquad (2)$$

$$\mu(\rho) = \left(1 + c\rho + \frac{(c\rho)^2}{3}\right)\ \exp(-c\rho)\, J_0(b\rho). \qquad (3)$$

Здесь J_0 — функция Бесселя нулевого порядка.

Приведенные в /3/ погрешности определения дисперсии ветра вычислены при использовании аппроксимации (2), приводящей к корреляции продольной и поперечной составляющих ветра вида 1 и 2 (рис. 1) соответственно. Сопоставление этих кривых с корреляционными зависимостями, полученными на основе обработки фактических данных /5/ (средних месячных и срочных значений геопотенциала и составляющих ветра для поверхности 500 гПа), показало, что реальные поля ветра являются дифференцируемыми и корреляция их затухает гораздо медленнее, чем это предполагается в /3/. Приведенные ниже оценки для аппроксимации (3) получены при задании параметров b и c, соответствующих корреляции средних месячных значений в зимний сезон /5/ (кривые 3, 4 на рис. 1).

Оценки систематических погрешностей поля ветра производились для двух вариантов сети аэрологического зондирования: полного набора станций (682 станции в северном полушарии) и оперативного (484 станции). Расположение станций дано на рис. 3. Точками на этом рисунке обозначены станции, относящиеся к оперативному варианту.

На рис. 2 представлены значения меры занижения стандарта зональной составляющей ветра, рассчитанные для обоих вариантов расположения станций при использовании аппроксимации (2) при $\eta^2 = 0$. На этом рисунке не оказалось возможным выделить районы, где стандарт σ_u занижался бы менее чем на 10 % (исключение составляют отдельные узлы, расположенные на расстоянии нескольких десятков километров от станции; такие „одноточечные'' выбросы при анализе не учитывались). В целом же даже для сравнительно хорошо освещенных районов Североамериканского и Евроазиатского континентов интерполяция приводит к занижению стандарта на 10—20 %. Над океанами с удалением от

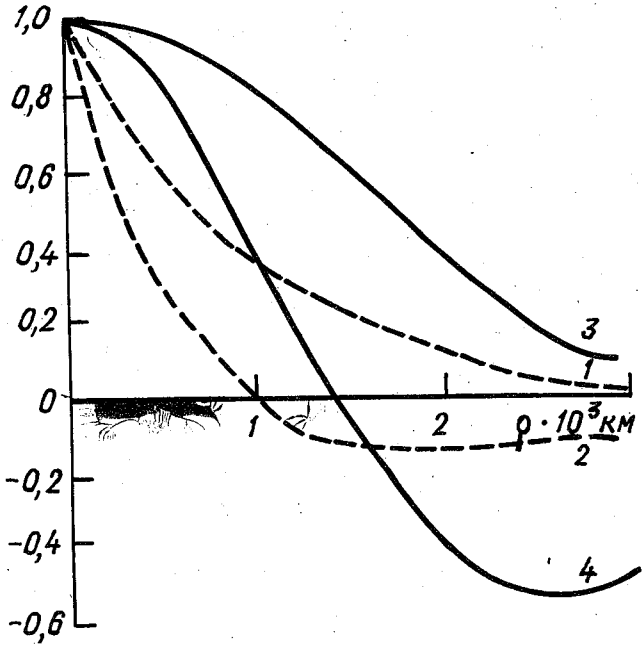


Рис. 1. Корреляция продольной (1, 3) и поперечной (2, 4) составляющих ветра.

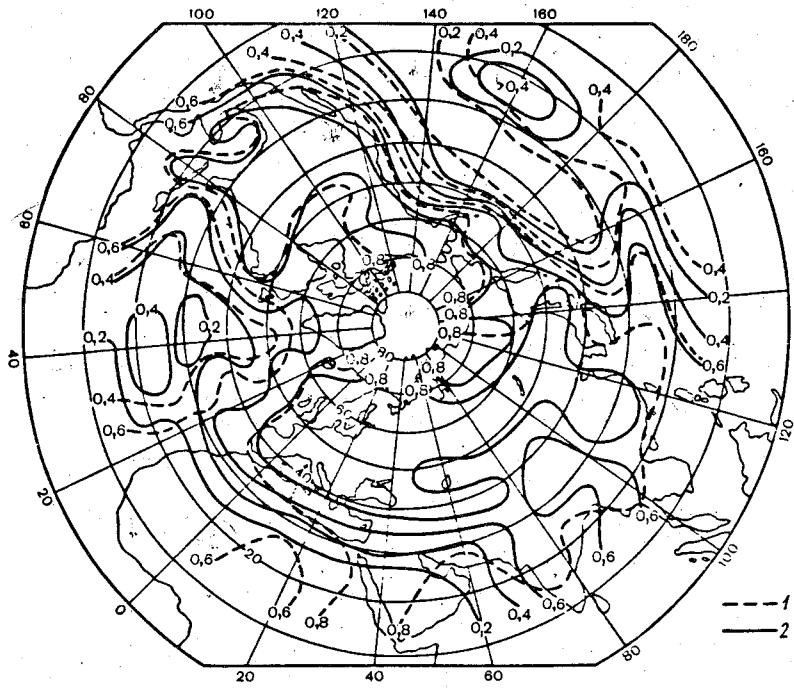


Рис. 2. Мера занижения стандарта зональной составляющей скорости ветра в случае корреляции (2).

1 – полный вариант, *2* – оперативный вариант.

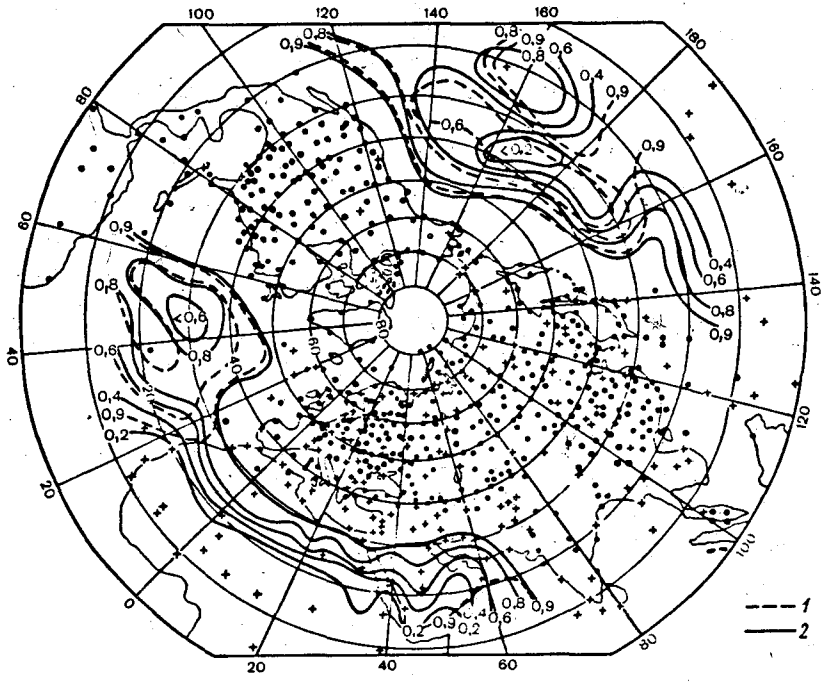


Рис. 3. Мера занижения стандарта зональной составляющей скорости ветра в случае корреляции (3).
1 – полный вариант, 2 – оперативный вариант.

прибрежных зон занижение дисперсии резко возрастает и над отдельными участками акватории превышает 80 % ($\alpha < 0{,}2$). Переход от полного варианта сети станций к оперативному наиболее существенно сказывается на искажении оценок дисперсии над Северной Африкой и в южной части Евразии.

Вместе с тем комплекс расчетов, выполненный для аппроксимации (3), показал (рис. 3), что в этом случае область, где занижение стандарта составляет менее 10 %, является односвязной и занимает бо́льшую часть площади северного полушария, включая все континентальные районы и значительную прибрежную зону.

В табл. 1 даны осредненные по широте значения α для зональной и меридиональной составляющих при использовании обоих видов аппроксимации. Из табл. 1 видно, что оценки для зональной и меридиональной составляющих практически совпадают, и это дает возможность легко сопоставить их с оценками для дисперсии вектора ветра /3/.

Таблица 1

Осредненные по широте стандарты зональной ($\widetilde{\widetilde{\alpha}}_u$) и меридиональной ($\widetilde{\widetilde{\alpha}}_v$) составляющих скорости ветра ($10^{-2}\sigma$)

Характеристика	φ^o с. ш.										
	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65
	Корреляция (2), оперативный вариант										
$\widetilde{\widetilde{\alpha}}_u$	42	51	50	54	62	65	68	75	77	76	75
$\widetilde{\widetilde{\alpha}}_v$	46	50	51	57	62	65	70	75	75	75	73
	Корреляция (2), полный вариант										
$\widetilde{\widetilde{\alpha}}_u$	57	64	61	65	66	69	71	76	76	78	78
$\widetilde{\widetilde{\alpha}}_v$	59	63	62	64	66	69	72	76	75	77	77
	Корреляция (3), полный вариант										
$\widetilde{\widetilde{\alpha}}_u$	88	89	90	88	87	87	92	95	96	96	97
$\widetilde{\widetilde{\alpha}}_v$	88	86	88	86	85	86	92	93	94	95	96

Привлечение полного объема информации позволяет добиться довольно значительного уточнения результатов для аппроксимации (2) в низких широтах (15–30° с. ш.). Тем не менее и для полного варианта аппроксимация (2) приводит к систематическим погрешностям определения стандарта, которые на 20–30 % σ превышают соответствующие значения, полученные при использовании (3). Для корреляции вида (3) характерна и меньшая вариация систематических погрешностей стан-

дартов (3—12 %) по сравнению с диапазоном изменения оценок для корреляции (2) (23—43 %). Максимум внутриширотной изменчивости $\sigma_{\widetilde{\sigma}}$ (рис. 4) для обоих видов аппроксимации приходится на широту $\varphi = 40^{\circ}$ с. ш. Далее с продвижением к северу среднеквадратический разброс значений при аппроксимации (3) (сплошная кривая) резко уменьшается и для $\varphi = 60^{\circ}$ с. ш. составляет 0,02. Для аппроксимации (2) (штриховая кривая) уменьшение не столь значительное и происходит плавно, при этом наименьшее значение $\sigma_{\widetilde{\sigma}} = 0{,}13$.

В табл. 2 для оперативного варианта расположения станций даны результаты регионального обобщения систематических погрешностей определения дисперсии: средние, средние квадратические отклонения, коэффициенты асимметрии и эксцесса значений меры занижения стандарта для зональной составляющей ветра. Североамериканский континент представлен здесь как пример района с довольно густой сетью наблюдений, такой что при аппроксимации (3) интерполяция практически не искажает дисперсии поля ветра. Вместе с тем при аппроксимации (2) в этом регионе оценка стандарта оказывается заниженной в среднем на 20 %. Над океанами в этом случае систематическая погрешность особенно велика и достигает для Тихого океана в среднем 71 %.

Таблица 2

Региональные характеристики меры занижения стандарта ($a = \widetilde{\sigma}/\sigma$) зональной составляющей ветра

Регион	Корреляция (2)				Корреляция (3)			
	$\bar{a}$	σ_a	A	E	$\bar{a}$	σ_a	A	E
Тихий океан	0,29	0,19	0,62	−0,48	0,54	0,38	−0,34	−1,48
Атлантика	0,48	0,21	−0,08	−0,55	0,82	0,24	−1,88	3,17
Сев. Америка	0,80	0,07	0,24	−0,28	1,00	0,00	–	–

При аппроксимации (3) систематическая погрешность определения стандарта значительно (на 25—30 %) меньше. Сравнительно небольшое среднее значение погрешности для Атлантики ($\approx$ 18 %) объясняется прежде всего меньшей площадью и соответственно большим вкладом в оценку значений для прибрежных зон. Следует обратить внимание, однако, на значительную неоднородность океанических районов. При одинаковых средних значениях прогрешности для Северной Америки (корреляция (2)) и Атлантики (корреляция (3)) в последнем случае разброс значений в 3,5 раза больше, чем в первом.

Таким образом, как показывают приведенные оценки, при объективном анализе с использованием аппроксимации статистической

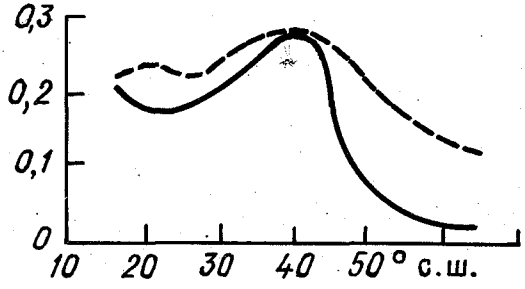


Рис. 4.

структуры, учитывающей реальные особенности поля ветра, для достаточно большой площади северного полушария (за исключением центральных областей океанов) погрешности определения дисперсии поля ветра по интерполированным данным оказываются далеко не столь значительными, как утверждается в /3/.

Учитывая чувствительность оценок к виду корреляционной функции, были проведены специальные численные эксперименты по расчету систематических погрешностей дисперсии поля ветра с корреляцией, вытекающей из (3), при условии выполнения оптимальной интерполяции на основе корреляционной функции геопотенциала вида (2). Такие „смешанные" оценки оказывались близкими к приведенным выше значениям для аппроксимации (2).

Последнее обстоятельство говорит о том, что оптимальная интерполяция, выполненная без учета характера реальной статистической структуры поля ветра, действительно может приводить к большим систематическим погрешностям в оценке его дисперсии. Эти погрешности, однако, могут быть значительно уменьшены за счет корректно выполненного объективного анализа.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Каган Р. Л., Хлебникова Е. И. О влиянии густоты сети станций на характеристики изменчивости интерполированных значений. – Метеорология и гидрология, 1981, № 5, с. 39–47.

2. Хлебникова Е. И. О модифицированном методе оптимальной интерполяции для оценки климатической изменчивости метеорологических величин. – См. настоящий сборник.

3. Либерман Ю. М. О систематических погрешностях определения климатической изменчивости ветра по данным в узлах регулярной сетки. – Метеорология и гидрология, 1984, № 3, с. 42–49.

4. Юдин М. И. Некоторые закономерности структуры поля геопотенциала.– Труды ГГО, 1961, вып. 121, с. 3–18.

5. Тараканова В. П., Хлебникова Е. И. Статистический анализ полей геопотенциала и ветра поверхности 500 гПа в умеренных широтах. – См. настоящий сборник.

Л. П. Клягина, Е. И. Хлебникова

О ВЛИЯНИИ ИНТЕРПОЛЯЦИИ НА ИСКАЖЕНИЕ ДВУХТОЧЕЧНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ИЗМЕНЧИВОСТИ ПОЛЯ ВЕТРА

Круг параметров, характеризующих глобальный климат и являющихся предметом рассмотрения в работах по теории климата, уже в

настоящее время достаточно широк. Со статистической точки зрения эти параметры представляют собой смешанные моменты, вообще говоря, разных метеорологических величин в различные моменты времени в разных точках пространства.

В настоящее время расчет параметров реального климата, используемых в исследованиях по теории климата, осуществляется, как правило, на базе данных в узлах регулярной сетки /1, 2/. Поэтому первоочередной интерес представляет оценка погрешностей основных климатических характеристик, полученных именно таким способом.

При оценке дисперсии самой метеорологической величины по интерполированным данным можно путем использования „равнодисперсной" интерполяции /3/ устранить систематическую ошибку в определении этой величины. Однако такой способ интерполяции вовсе не исключает искажения корреляции и других детализированных характеристик изменчивости метеорологических величин. Поэтому для правильной интерпретации таких характеристик, рассчитанных по данным в узлах регулярной сетки, необходимо в первую очередь оценить их систематические погрешности с учетом фактического расположения станций.

Ранее такие оценки были выполнены для температуры воздуха и других скалярных метеорологических величин /4, 5/.

В настоящей работе анализируются систематические погрешности двухточечных характеристик изменчивости поля ветра в свободной атмосфере, определение которых имеет ряд специфических особенностей /6/. При этом в качестве двухточечных статистических характеристик рассматривались, на наш взгляд, наиболее важные, а именно: автокорреляционные функции составляющих ветра и дисперсии градиентов составляющих ветра, являющиеся показателем интенсивности атмосферных процессов.

Расчет коэффициентов корреляции $\tilde{r}_{ij}$ и дисперсий градиентов интерполированных значений составляющих ветра осуществлялся априорно по формулам

$$\tilde{r}_{ij} = \frac{1}{a_i a_j}\left(\sum_{k=1}^{n}\sum_{l=1}^{n} P_k^i P_l^i r_{kl} + \eta^2 \sum_{k=1}^{n} (P_k^i)^2\right), \tag{1}$$

$$\sigma^2_{\tilde{\Gamma}ij} = \tilde{\sigma}_i^2 - 2\tilde{\sigma}_i\tilde{\sigma}_j\tilde{r}_{ij} + \tilde{\sigma}_i^2 \tag{2}$$

при $\tilde{\sigma}_i^2 = \tilde{\sigma}_j^2$

$$\sigma^2_{\tilde{\Gamma}ij} = 2\tilde{\sigma}_i^2(1 - \tilde{r}_{ij}). \tag{2a}$$

Здесь n — число влияющих станций, η^2 — мера ошибок наблюдений, r_{kl} — коэффициент корреляции между значениями составляющей на

k-й и l-й станциях, P_k^i – вес интерполяции с k-й станции в i-й узел, $\tilde{\sigma}_i^2$ – дисперсия интерполированных значений составляющей в i-й узел, $a_i^2 = \tilde{\sigma}_i^2/\sigma^2$ – мера искажения дисперсии поля.

Веса интерполяции P_k^i находились с использованием одноэлементной схемы объективного анализа поля ветра, выполняемого с помощью метода оптимальной интерполяции с учетом анизотропности поля ветра аналогично тому, как это делалось при оценке меры искажения дисперсии составляющих ветра /6, 7/.

В /7/ была показана зависимость систематической погрешности дисперсии ветра от статистического описания, применяемого при объективном анализе. Поэтому при изучении влияния интерполяции на искажение двухточечных характеристик также обращалось внимание на роль этого фактора.

На первом этапе корреляция составляющих ветра задавалась на основе геострофических соотношений при использовании корреляционной функции геопотенциала

$$\mu(\rho) = (1 + \rho/\rho_0)\ \exp(-\rho/\rho_0), \qquad (3)$$

которая часто применяется при объективном анализе /6, 8/. Здесь и далее ρ – расстояние в тыс. км. В этом случае корреляционные функции продольной и поперечной составляющих геострофического ветра соответственно имеют вид

$$\nu(\rho) = \exp(-\rho/\rho_0), \qquad (3а)$$

$$\kappa(\rho) = \exp(-\rho/\rho_0)\ (1 - \rho/\rho_0). \qquad (3б)$$

На втором этапе выполнены расчеты для составляющих геострофического ветра при более реалистичном задании корреляции геопотенциала /7, 9/;

$$\mu(\rho) = \exp(-a\rho)\ \left(1 + a\rho + \frac{(a\rho)^2}{3}\right) J_0(b\rho), \qquad (4)$$

обеспечивающем дифференцируемость поля ветра, при котором корреляционные функции составляющих ветра описываются формулами

$$\nu(\rho) = \frac{\exp(-a\rho)}{1 + \frac{2}{3}\left(\frac{a}{b}\right)^2}\left\{\frac{2}{3}\left(\frac{a}{b}\right)^2 f_1(a\rho) + 2f_2(a\rho)\ \frac{J_1(b\rho)}{b\rho}\right\}, \qquad (4а)$$

$$\kappa(\rho) = \frac{2\exp(-a\rho)}{1+\frac{2}{3}\left(\frac{a}{b}\right)^2}\left\{\left(f_2(a\rho)+\frac{1}{3}\left(\frac{a}{b}\right)^2 f_3(a\rho)\right)J_0(b\rho) - \right. \quad (4б)$$

$$\left. -\left(\frac{1}{3}(a\rho)^2 f_1(a\rho)+\frac{1}{2}f_2(a\rho)\right)\frac{2J_1(b\rho)}{b\rho}\right\},$$

где J_k – функция Бесселя k-го порядка.

При проведении численных экспериментов полагалось, что $\rho_0 = 1{,}00$, а параметры a и b в (4) задавались соответствующими зимнему сезону для средних месячных значений /9/.

Оценка корреляции $\tilde{r}$ и нормированных на σ значений стандарта градиента интерполированных величин ($\sigma_{\tilde{r}}/\sigma$) была выполнена для узлов широтно-долготной сетки с шагом $\Delta\varphi = \Delta\lambda = 5^\circ$ в обширной зоне северного полушария от 15 до 65°. При этом корреляция и изменчивость градиентов исследовались для двух направлений: зонального и меридионального.

Численные эксперименты производились для двух вариантов сети аэрологического зондирования: полного набора станций (682 станции на северном полушарии) и оперативного (484 станции). Расположение станций см. в /7/.

Результаты расчета корреляции интерполированных значений показали, что поле величины $\tilde{r}$ обладает большой степенью неоднородности, вызванной значительным различием густоты сети в разных районах земного шара.

В табл. 1 представлены оценки меры завышения корреляции интерполированных величин ($\tilde{r}/r$) зональной составляющей в меридиональном направлении для Европы и прилегающих к нему районов, полученные с использованием двух видов корреляционных функций (3б) и (4б) для полного варианта сети станций. Несмотря на то что этот регион отличается наибольшей густотой сети станций, интерполяция значений поля с корреляционной функцией (3б) приводит к систематическому завышению корреляции ~ на 200 %. Применение корреляционной функции (4б) дает совершенно другие результаты: коэффициент корреляции интерполированных величин практически не отличается от истинного.

При рассмотрении данных табл. 1 следует, конечно, иметь в виду, что в первом варианте (функция (3б)) теоретическое значение коэффициента корреляции равно 0,25, во втором варианте – 0,80 (т. е. в принципе не может быть завышено больше чем на 25 %). Однако, как показали специальные оценки, мера искажения коэффициента корреляции составляющих ветра под влиянием интерполяции определяется не столько значением исходного коэффициента корреляции, сколько об-

Таблица 1

Мера искажения коэффициента корреляции зональной составляющей ветра в меридиональном направлении ($100\,\tilde{r}_u(\Delta\varphi)/r_u(\Delta\varphi)\,|\,\Delta\varphi = 5^o$) в случае использования густой сети

φ^o с. ш.	Вариант	λ^o в. д.						
		0	10	20	30	40	50	60
65	1	147	183	230	131	140	143	154
	2	100	101	100	100	100	100	100
60	1	180	128	138	116	107	205	167
	2	100	100	100	100	96	100	100
55	1	150	137	140	135	142	175	205
	2	100	100	100	100	104	100	100
50	1	144	187	171	144	152	192	195
	2	100	100	100	100	104	100	100
45	1	142	167	180	158	194	190	195
	2	100	100	100	100	100	100	100
40	1	202	193	259	244	172	250	241
	2	100	100	100	100	100	101	100
35	1	225	326	126	294	341	302	301
	2	100	102	103	100	102	100	102
30	1	325	36	322	325	369	250	193
	2	102	107	97	106	114	89	80

Примечание. Вариант 1 – корреляционная функция (3б), вариант 2 – корреляционная функция (4б).

щим характером затухания корреляционной функции и, в частности, поведением корреляционной функции в окрестности нуля.

Для детального анализа закономерностей влияния интерполяции на искажение корреляции поля со структурой (3а), (3б) и (4а), (4б) были выполнены численные эксперименты, аналогичные проведенным в /5/, в которых взаимное расположение узлов интерполяции и станций с данными наблюдений моделировалось на ЭВМ. Поскольку поле интерполированных величин неоднородно и статистические характеристики его зависят от того, как узел расположен относительно станций, используемых при интерполяции, для выявления закономерных отличий поля интерполированных значений от исходного, оценки производились для густо расположенных узлов интерполяции с последующим осреднением.

На рис. 1 дана зависимость корреляции $\tilde{r}$ интерполированных величин составляющих ветра от истинной корреляции r, выявленная в ходе численных экспериментов, в которых варьировалось среднее расстояние H между станциями. На представленных графиках для диапазона изменения r от 1 до 0,5 прежде всего обращает на себя внимание совершенно разный характер влияния интерполяции на искажение корреляции поля для функций (3а), (3б) и (4а), (4б). При варьировании средней густоты сети от 0 (идеальная сеть) до 2000 км степень искажения корреляции вида (4а), (4б) меняется сравнительно мало, причем уже при H = 500 км интерполяция практически не сказывается на оценке корреляции. Между тем, вариация степени завышения корреляции (3а), (4б) в зависимости от расстояния H значительная, и при этом даже при H = 500 км корреляция подвергается при интерполяции большому искажению. Из рис. 1 хорошо видно также, что вследствие недифференцируемости (3а), (3б) в нуле с уменьшением расстояния растет отношение $(1 - r)/(1 - \tilde{r})$, т. е. при малых расстояниях погрешность определения величины $1 - r$ особенно велика. Этого эффекта не наблюдается при аппроксимации вида (4).

Приведенные выше модельные оценки искажения корреляционных функций были получены осреднением по большому числу узлов, при этом интерполяция в узлы производилась по данным станций, расположенных симметрично относительно узла (поиск осуществлялся по квадрантам).

Такие оценки позволяют судить о среднем искажении корреляции в регионе с известной средней густотой сети станций. Например, как видно из сопоставления табл. 1 и рис. 1, для Европы модельные оценки дают достаточно хорошее представление о тех значениях меры искажения корреляции, которые соответствуют фактическому расположению сети станций в этом регионе.

Вместе с тем в северном полушарии есть районы, где сеть станций настолько редкая (например, на акваториях океанов), что практически невозможно обеспечить симметричное расположение влияющих станций без заведомого нарушения предположения об однородности поля. Более того, в таких районах интерполяция зачастую производится по данным одной-двух станций.

Поля коэффициентов корреляции, полученных по интерполированным данным в районах с редкой сетью станций, отличаются значительной неоднородностью, при этом отчасти затушевываются различия, вызванные особенностями статистической структуры исходного поля.

В качестве примера на рис. 2 даны оценки коэффициентов корреляции зональной составляющей в меридиональном направлении $(\tilde{r}(\Delta\varphi))|_{\Delta\varphi=5^\circ}$, полученные для оперативного варианта сети станций на участке акватории Тихого океана с $\varphi = 25 \ldots 40^\circ$ с. ш., $\lambda = 150 \ldots 180^\circ$ з.д. при задании корреляции вида (3б) и вида (4б). Истинные значения r_u представленных здесь коэффициентов равны соответственно 0,25 (функция (3б))

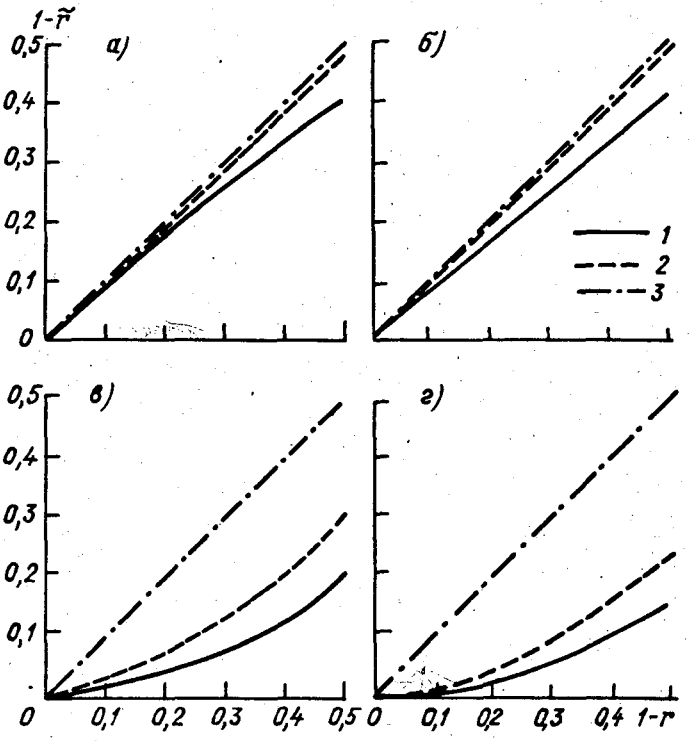


Рис. 1. Зависимость корреляции $\tilde{r}$ интерполированных значений составляющих скорости ветра от истинной корреляции r.
а – продольная составляющая, корреляция (4а); б – поперечная составляющая, корреляция (4б); в – продольная составляющая, корреляция (3а); г – поперечная составляющая, корреляция (3б); 1) H = 2000 км, 2) H = 500 км, 3) идеальная сеть.

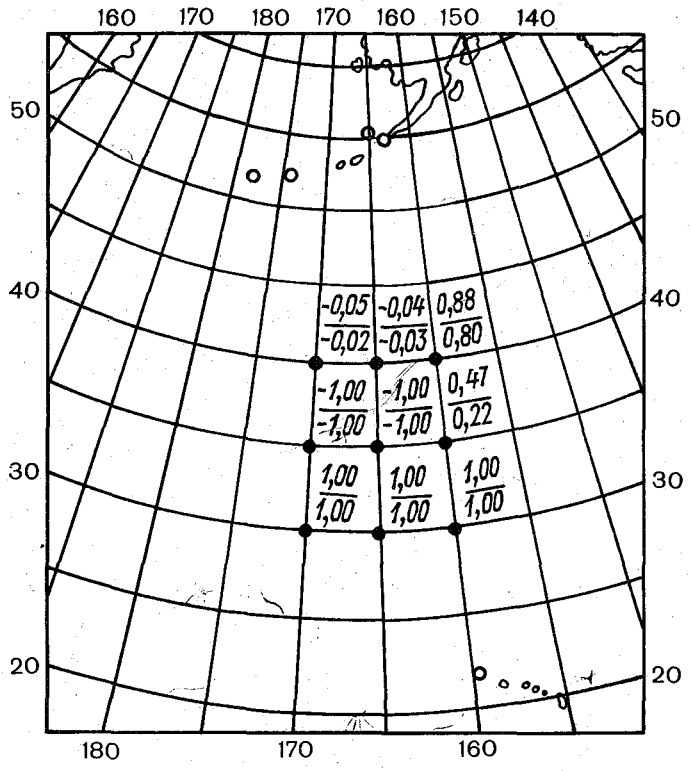
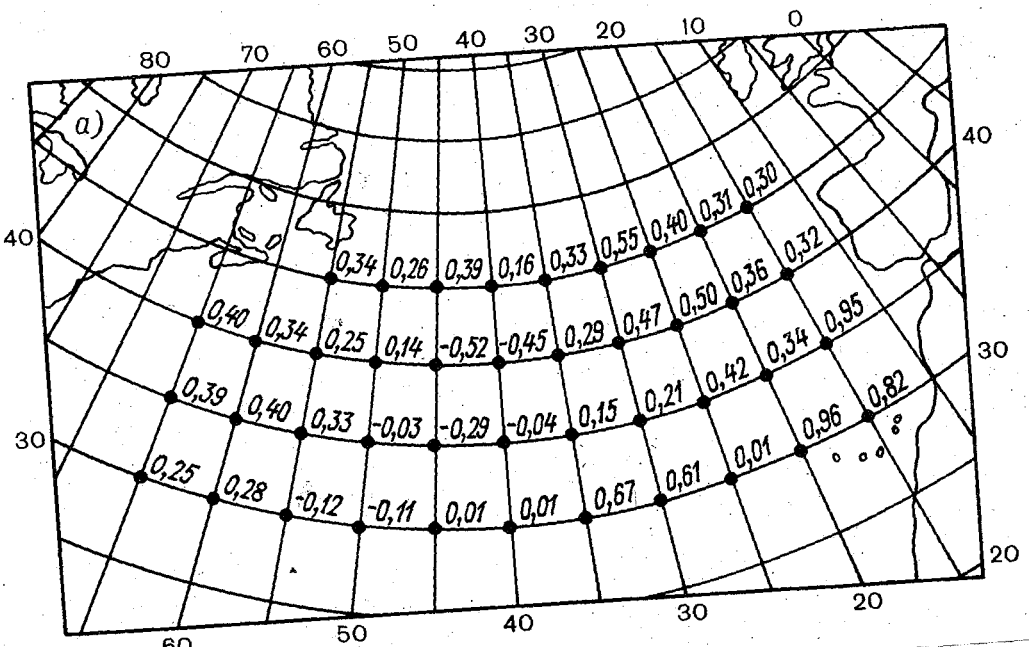


Рис. 2. Корреляция интерполированных значений составляющей скорости ветра в меридиональном направлении ($\tilde{r}(\Delta\varphi)|_{\Delta\varphi=5^\circ}$) в районах с редкой сетью станций при использовании корреляций (3б) (числитель) и (4б) (знаменатель).
Точками обозначены станции.

и 0,80 (функция 4б)). Между тем, как видно из рис. 2, поле коэффициентов корреляции интерполированных значений отличается большой пестротой: рядом с коэффициентами корреляции, равными 1, встречаются значения, равные -1 и близкие к нулю. Коэффициенты корреляции интерполированных значений оказываются равными 1 (или -1) в тех случаях, когда для каждого из узлов на достаточно близком расстоянии находится лишь по одной влияющей станции и эти станции для обоих узлов совпадают. При этом, если корреляция значений в узлах и на станции имеет одинаковый знак для обоих узлов, корреляция интерполированных значений $\widetilde{r}$ равна 1, в противном случае $\widetilde{r} = -1$. Значения же коэффициентов корреляции интерполированных значений, близкие к нулю, возникают в районах с редкой сетью при таком расположении станций и узлов, которое приводит к экстраполяции постанционных значений в узлы сетки, т. е. влияющие станции располагаются по одну сторону от узла и при этом влияющие станции для близлежащих узлов оказываются находящимися на большом расстоянии друг от друга. Например, для узла с координатами $\varphi = 40^\circ$ с. ш., $\lambda = 165^\circ$ з.д. две влияющие станции находятся в квадрате сетки $50^\circ \leqslant \varphi < 60^\circ$, 170° з. д. $\leqslant \lambda < 180^\circ$ в. д., тогда как для узла с координатами $\varphi = 35^\circ$ с. ш., $\lambda = 165^\circ$ з. д. единственная влияющая станция расположена южнее 25° с. ш. Поэтому коэффициент корреляции интерполированных значений зональной составляющей в этих узлах оказался близким к нулю (0,03–0,04).

На рис. 3 даны оценки коэффициентов корреляции $\widetilde{r}_u(\Delta\varphi)$ интерполированных величин зональной составляющей в меридиональном направлении при $\Delta\varphi = 10^\circ$, полученные для оперативного варианта сети станций над акваториями Тихого и Атлантического океанов в умеренных широтах северного полушария при использовании функции (4б). Прочерки соответствуют ситуации, когда в радиусе 200 км от узла не оказывается ни одной станции, и в этом случае интерполяция не производится. Истинное значение $r_u(\Delta\varphi)$ представленных здесь коэффициентов равно 0,31. Между тем, интерполированные величины дают практически любые значения коэффициентов корреляции в диапазоне от -1 до 1, что является следствием малого числа влияющих станций и особенностей их расположения по отношению к узлам.

В табл. 2 для полного варианта сети станций даны различные статистические характеристики (средние $\widetilde{\widetilde{r}}_u$, средние квадратические отклонения $\sigma_{\widetilde{r}}$, коэффициенты асимметрии A и эксцесса E) корреляции интерполированных величин зональной составляющей в меридиональном направлении для сдвига по широте $\Delta\varphi = 5^\circ$, полученные путем осреднения по отдельным регионам северного полушария при использовании двух функций: вида (3б) и (4б). Из этой таблицы хорошо видна разница между двумя типами регионов: районами с „достаточным" числом станций (Североамериканский континент), для которых от-


а)
80
70
60
50
40
30
20
10
0
40
30
20
60
50
40
30
20
0,34 0,26 0,39 0,16 0,33 0,55 0,40 0,31 0,30
0,40 0,34 0,25 0,14 -0,52 -0,45 0,29 0,47 0,50 0,36 0,32
0,39 0,40 0,33 -0,03 -0,29 -0,04 0,15 0,21 0,42 0,34 0,95
0,25 0,28 -0,12 -0,11 0,01 0,01 0,67 0,61 0,01 0,96 0,82

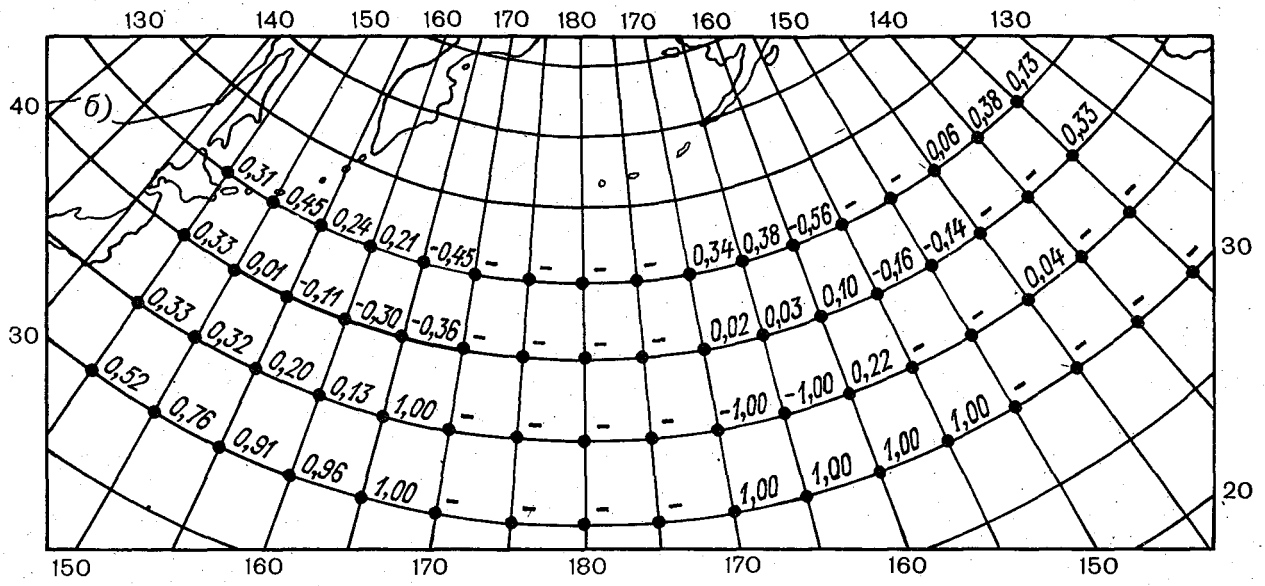


Рис. 3. Корреляция интерполированных значений зональной составляющей скорости ветра в меридиональном направлении $(\tilde{r}(\Delta\varphi)\,|_{\Delta\varphi=10^\circ})$ над акваториями океанов ири истинной корреляции вида (4б).
а) Атлантика, б) Тихий океан.

дельные коэффициенты корреляции интерполированных величин образуют сравнительно однородную совокупность, и районами, где наблюдательная сеть настолько редка и неравномерна (акватории океанов), что индивидуальные коэффициенты корреляции плохо характеризуют закономерные искажения корреляции вследствие интерполяции при заданной средней густоте сети станций.

Для Североамериканского континента характерно закономерное завышение $\widetilde{\widetilde{r}}_u$ по сравнению с r_u. Это завышение очень незначительное при использовании корреляционной функции (4б) и превышает 80 % от r_u для поля с корреляцией (3б), что вполне соответствует модельным оценкам. При этом распределение отдельных коэффициентов корреляции характеризуется небольшим разбросом относительно среднего значения (0,02—0,09) и умеренными положительными значениями асимметрии (0,87—0,68) и эксцесса (0,86—1,50).

Над океанами дисперсия коэффициентов корреляции резко возрастает, причем особенно заметно это проявляется при аппроксимации (4б). В этом случае стандарт коэффициентов корреляции над Тихим океаном в 15 раз больше соответствующего стандарта для Североамериканского региона. Распределения $\widetilde{r}_u$ над океанами имеют отрицательную асимметрию и большой положительный эксцесс. Что касается средних значений $\widetilde{r}_u$, то вследствие отмеченных выше особенностей формирования наборов влияющих станций для гладкой медленно затухающей функции (4б) они оказались даже меньше истинных значений r_u.

Занижение дисперсии поля, вызванное интерполяцией, а также закономерное завышение корреляции интерполированных величин по сравнению с исходной приводит к особенно большой чувствительности к густоте сети станций разностных характеристик поля. Так, например дисперсия градиентов $\Gamma(\rho)$, на практике рассчитываемых как разности значений метеовеличин в двух точках, находящихся на расстоянии ρ, определяется по формуле (2), и систематическая погрешность $\sigma^2_{\Gamma(\rho)}$ в равной мере зависит как от меры занижения дисперсии поля при интерполяции, так и от завышения корреляции $\widetilde{r}(\rho)$ (занижения разности $1 - r(\rho)$) по сравнению с истинными значениями этих величин.

На рис. 4 даны оценки меры занижения $\gamma = \sigma_{\widetilde{\Gamma}(\Delta\lambda)}/\sigma\Gamma(\Delta\lambda)$ стандартов градиентов зональной составляющей ветра в зональном направлении для сдвига $\Delta\lambda = 5^\circ$ при использовании оперативного варианта сети станций. На рис. 4 не оказалось возможным выделить районы, где стандарт градиента занижался бы менее чем на 20 %. Даже для наиболее хорошо освещенных участков территории $\sigma_{\widetilde{\Gamma}(\Delta\lambda)}$ на 20 — 40 % σ меньше истинного значения $\sigma_{\Gamma(\Delta\lambda)}$. На акваториях же Мирового океана значительную площадь занимают районы, где оценка стандартов градиентов составляющих ветра по интерполированным данным приводит и к занижению более чем в 5 раз.

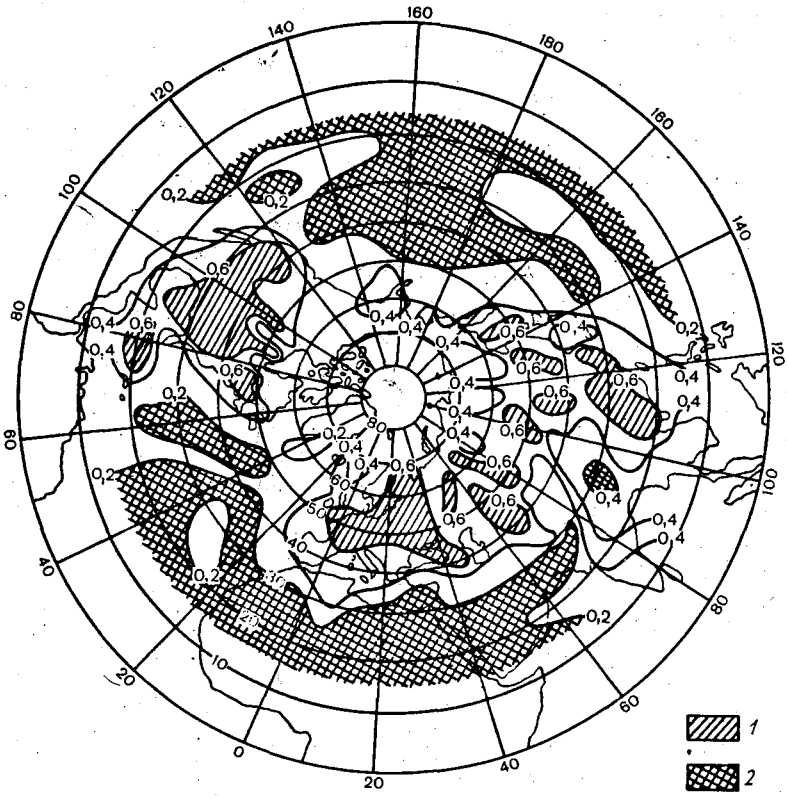
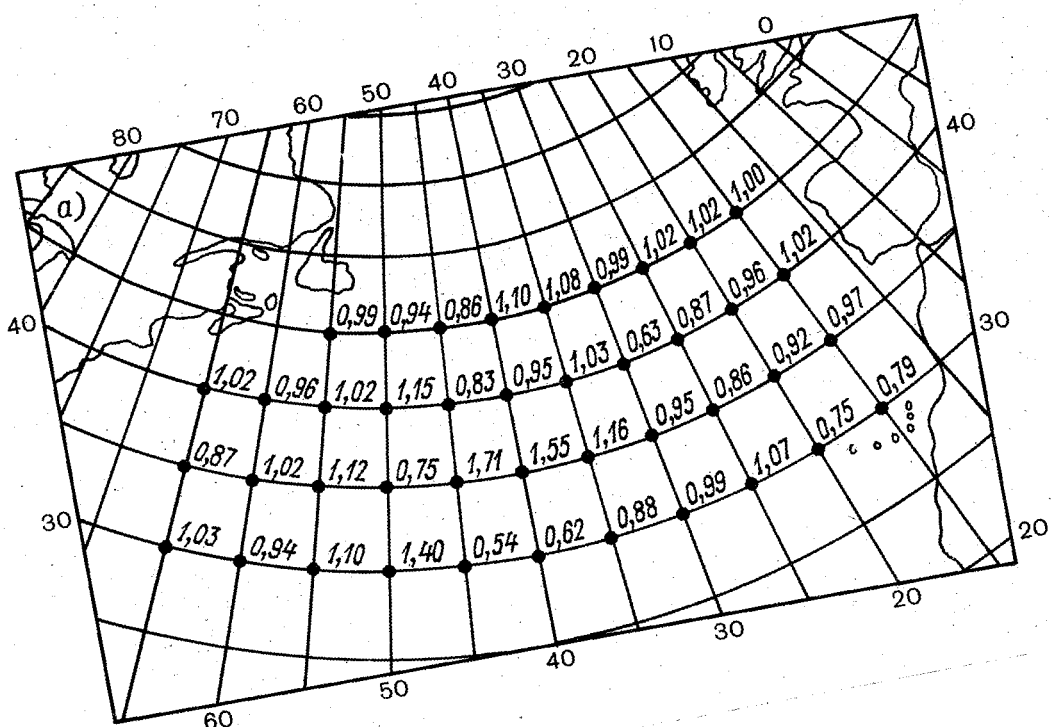


Рис. 4. Мера искажения γ стандарта градиента зональной составляющей скорости ветра в зональном направлении ($\gamma = \sigma_{\widetilde{\Gamma}_u}(\Delta\lambda) / \sigma_{\Gamma_u}(\Delta\lambda) \mid \Delta\lambda = 5°$) при использовании корреляционной функции (3а).
1) $\gamma > 0{,}6$; 2) $\gamma < 0{,}2$.


a)
80
70
60
50
40
30
20
10
0
40
30
20
60
50
40
30
0,99 0,94 0,86 1,10 1,08 0,99 1,02 1,02 1,00
1,02 0,96 1,02 1,15 0,83 0,95 1,03 0,63 0,87 0,96 1,02
0,87 1,02 1,12 0,75 1,71 1,55 1,16 0,95 0,86 0,92 0,97
1,03 0,94 1,10 1,40 0,54 0,62 0,88 0,99 1,07 0,75 0,79

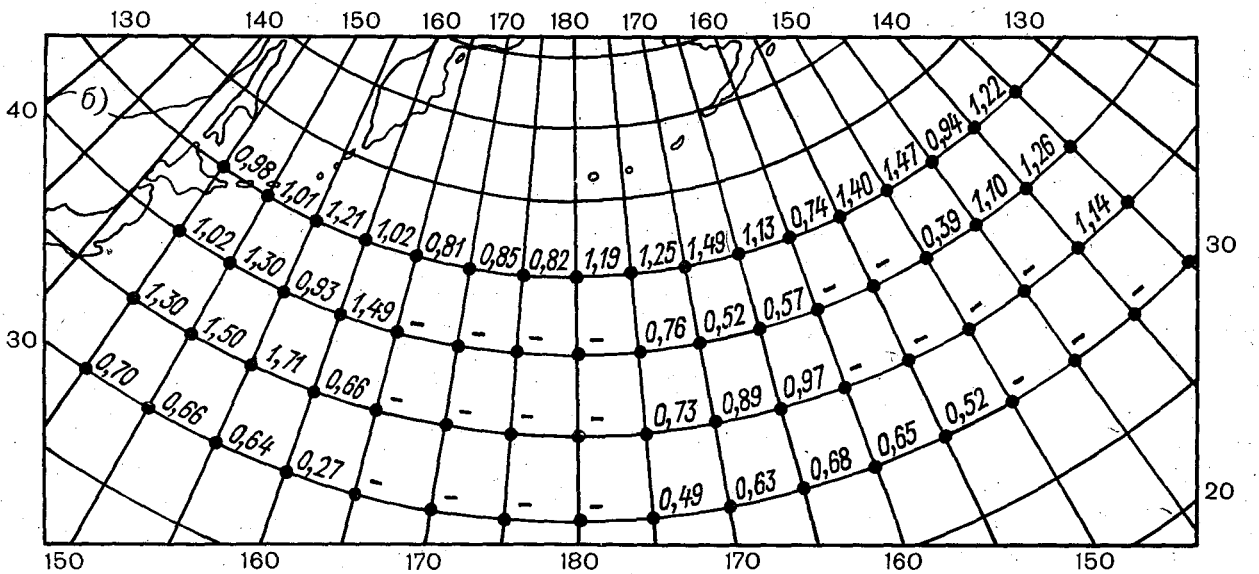


Рис. 5. Мера искажения стандарта градиента зональной составляющей ветра в меридиональном направлении ($\sigma\tilde{\Gamma}_u(\Delta\varphi)$ / $/\sigma_{\Gamma_u}(\Delta\varphi)\,|\,\Delta\varphi = 5^\circ$) над акваториями океанов при истинной корреляции вида (4б).
а) Атлантика, б) Тихий океан.

Дисперсия градиентов поля с корреляцией (4а), (4б) в среднем искажается значительно слабее, чем величина $\sigma^2_{\Gamma(\rho)}$ для поля с корреляцией (3а), (3б), что вполне аналогично влиянию интерполяции на искажение корреляции. Вследствие того что выполняемый объективный анализ не обеспечивает совпадения наборов влияющих станций для каждой пары узлов, наряду с занижением индивидуальных значений $\sigma_{\widetilde{\Gamma}}(\Delta\lambda)$, встречаются отдельные случаи завышения $\sigma_{\widetilde{\Gamma}}(\Delta\lambda)$, что особенно характерно для районов с очень редкой сетью станций (см. рис. 5).

В табл. 3 даны региональные характеристики (средние, стандарты, коэффициенты асимметрии и эксцесса) искажения стандартов градиентов зональной составляющей ветра в меридиональном направлении, полученные для полного варианта сети станций при задании корреляции (4б). Из таблицы видно, что несмотря на пестроту поля, фрагменты которого представлены на рис. 5, в среднем интерполяция поля с корреляцией (4б) приводит к занижению стандартов градиентов. При $\Delta\varphi = 5^\circ$ это занижение составляет для Североамериканского континента 6 %, для акваторий Атлантического и Тихого океанов (от 15 до 65° с. ш.) — соответственно 15 и 23 %, причем для океанических районов с редкой сетью станций характерен гораздо больший разброс значений, чем для Североамериканского континента. С увеличением $\Delta\varphi$ и уменьшением $r(\Delta\varphi)$ систематическая погрешность определения стандартов градиентов по интерполированным данным растет, и при $\Delta\varphi = 10^\circ$ для рассматриваемых регионов составляет в среднем соответственно 15, 20 и 28 %. Следует заметить, что поля с корреляцией вида

Таблица 3

Региональные характеристики стандартов (в долях σ) градиентов интерполированных величин зональной составляющей ветра в меридиональном направлении, корреляция (4б)

Регион	Характеристика				
	$\overline{\sigma_{\widetilde{\Gamma}}}$	$\overline{\sigma_{\widetilde{\Gamma}}}/\sigma_\Gamma$	$\sigma_{\sigma_{\widetilde{\Gamma}}}$	A	E
	$\Delta\varphi = 5^\circ$;		$\sigma_\Gamma = 0{,}63$		
Сев. Америка	0,59	0,94	0,02	−1,10	3,03
Атлантика	0,54	0,85	0,10	−1,69	3,59
Тихий океан	0,49	0,77	0,12	−0,52	0,22
	$\Delta\varphi = 10^\circ$;		$\sigma_\Gamma = 1{,}18$		
Сев. Америка	1,00	0,85	0,15	−1,81	2,91
Атлантика	0,94	0,80	0,23	−1,70	2,79
Тихий океан	0,85	0,72	0,20	−0,72	0,48

(3а), (3б) изменение систематической погрешности стандарта градиента с расстоянием имеет иной характер. При достаточно малых расстояниях ρ рост величины $(1 - r(\rho))/(1 - \tilde{r}(\rho))$ с уменьшением ρ (см. рис. 1) приводит в этом случае к увеличению систематической погрешности определения σ_Γ с уменьшением ρ, что является существенной отрицательной особенностью интерполяции поля с корреляцией вида (3а), (3б).

Таким образом, при определении двухточечных статистических характеристик поля ветра в узлах регулярной сетки не менее важно учитывать искажающее влияние интерполяции, чем при расчете дисперсии составляющих ветра. Однако, как показали приведенные выше данные, характер этого влияния весьма сложен. Количественные оценки искажения двухточечных статистических характеристик в районах с достаточно густой сетью сказывается чувствительными к виду корреляционных функций поля. В районах с редкой сетью станций различия, вызванные характером статистической структуры исходного поля, в значительной мере затушевываются, и существенное влияние на степень искажения двухточечных характеристик изменчивости оказывают особенности расположения станций и формирования наборов влияющих станций при объективном анализе.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Груза Г. В., Ранькова Э. Я. Данные о структуре и изменчивости климата. Температура воздуха. Северное полушарие. – Обнинск. Изд-во ВНИИГМИ–МЦД, 1979. 203 с.

2. Тимофеева Т. П. Данные о структуре и изменчивости климата. Давление воздуха на уровне моря. – М.: Гидрометеоиздат, 1981. 207 с.

3. Хлебникова Е. И. О модифицированном методе оптимальной интерполяции для оценки климатической изменчивости метеорологических элементов. – См. настоящий сборник.

4. Каган Р. Л., Хлебникова Е. И. О влиянии густоты сети станций на характеристики изменчивости интерполированных значений. – Метеорология и гидрология, 1981, № 5.

5. Каган Р. Л., Хлебникова Е. И. О нарушении однородности метеорологических полей при их интерполяции. – Труды ГГО, 1983, вып. 466, с. 3–18.

6. Либерман Ю. М. О систематических погрешностях определения климатической изменчивости ветра по данным в узлах регулярной сетки. – Метеорология и гидрология, 1984, № 3, с. 42–49.

7. Клягина Л. П., Хлебникова Е. И. Об оценке систематической погрешности определения дисперсии поля ветра по данным в узлах регулярной сетки. – См. настоящий сборник.

8. Юдин М. И. Некоторые закономерности структуры поля геопотенциала. – Труды ГГО, 1961, вып. 121, с. 3–18.

9. Тараканова В. П., Хлебникова Е. И. Статистический анализ полей геопотенциала и ветра поверхности 500 гПа в умеренных широтах. – См. настоящий сборник.

А. В. Мещерская, В. Г. Блажевич,
М. П. Голод, И. Г. Белянкина

АНАЛИЗ ТЕНДЕНЦИЙ УВЛАЖНЕНИЯ ОСНОВНОЙ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОЙ ЗОНЫ СССР ЗА ПЕРИОД ИНСТРУМЕНТАЛЬНЫХ НАБЛЮДЕНИЙ

В последние годы резко возрос интерес к вопросам колебаний и изменений климата. Из характеристик климатического режима особенно много внимания уделено температуре. Это относится как к Северному полушарию в целом, так и к отдельным широтным зонам и регионам. Работ, посвященных изменению условий увлажнения, существенно меньше.

С практической точки зрения особый интерес представляют многолетние колебания режима осадков в основной сельскохозяйственной зоне СССР. При этом основное внимание следует уделить анализу режима осадков в период потепления климата 30—40-х годов XX века. Известно, что за 90-летний период массовых метеорологических наблюдений это потепление является непревзойденным по величине положительных аномалий температуры и масштабам явления.

В связи с возрастающим влиянием человека на климат возможно, что в XXI веке климатические условия, в том числе режим осадков, окажутся аналогичными периоду потепления 30—40-х годов.

Анализ колебаний увлажнения северного полушария и территории СССР можно найти в ряде монографий и статей /1, 2, 4, 6, 19/.

Однако основная зерновая зона СССР освещена недостаточно детально либо из-за ограниченности фактических данных /19/, либо за счет слишком большой степени осреднения во времени /2, 3/ и пространстве /1/.

В 1978 г. Мещерской и Блажевич /11/ были рассмотрены изменения во времени за 1891—1975 гг. сумм осадков за апрель — июль в основных сельскохозяйственных районах ЕТС, Северного Казахстана и юга Западной Сибири. В отличие от ранее выполненных работ авторы использовали материалы средних областных осадков /9, 11/, имеющих преимущества перед рядами осадков на станциях /1/. В настоящее время в 16 УГКС по методическим рекомендациям, составленным А. В. Мещерской, Ц. А. Швер и К. В. Ледневой /15/, подготовлены многолетние ряды средних областных осадков за месяцы холодного периода

(ноябрь—март). Сотрудниками ГГО выполнен статистический контроль и разносторонний анализ этих данных.

Необходимо отметить, что упомянутые архивы средних областных осадков за 12 мес. с 1891 по 1983 г. для 104 административных областей однородны по методике обработки и являются надежным материалом для мониторинга увлажнения основной сельскохозяйственной зоны СССР. Ниже приведены результаты расчета и анализа тенденций изменения средних областных осадков за теплый (IV—X) и холодный (XI—III) периоды. Расчет и анализ трендов осадков выполнен в двух вариантах.

В первом варианте анализировалась совокупность трендов осадков, рассчитанных для каждой из 104 административных областей СССР. Во втором варианте анализировались тренды осадков, предварительной осредненных по ЕТС и АТС.

Остановимся на первом варианте. Методика расчетов состояла в следующем. По месячным суммам осадков каждой области вычислялись нормированные (на норму) аномалии осадков и осреднялись за теплый и холодный периоды. Полученные ряды аппроксимировались параболами второго порядка, коэффициенты которых принимались за характеристики тренда. Далее, по 10-летним отрезкам ряда для каждой области оценивался преобладающий знак тренда. Примем, что изменения трендовой составляющей в пределах ± 20 % средней амплитуды тренда относятся к случайным вариациям и в дальнейшем не будем их рассматривать.

В табл. 1 приведены результаты расчетов преобладающих знаков тренда по десятилетиям за весь рассматриваемый период.

Анализ табл. 1 позволяет сделать ряд достаточно определенных выводов. Во-первых, четко видна зеркальность трендов осадков теплого и холодного периодов, причем по соотношению знаков трендов выделяются три фазы. В первую фазу с 1891 г. и примерно по 1920 г. преобладал положительный тренд осадков в холодный период года ($n_+ = 51 \ldots 64$) и отрицательный в теплый ($n_- = 48 \ldots 60$). Во второй фазе (1921—1960 гг.) преобладающие знаки трендов сменились на обратные: зимой преобладали отрицательные тренды осадков ($n_- = 45 \ldots 52$), а в теплую часть года — положительные ($n_+ = 34 \ldots 39$). Наконец, третья фаза (1961—1980 гг.) по соотношению трендов осадков теплого и холодного периодов оказалась аналогичной первой, т. е. зимой преобладали положительные тренды осадков ($n_+ = 56$), а в теплый период года — отрицательные ($n_- = 54$).

Три фазы в соотношении трендов осадков теплого и холодного периода хорошо прослеживаются и на рис. 1, где приведены разности числа областей с положительными и отрицательными трендами осадков в основной сельскохозяйственной зоне СССР. На этом рисунке более четко выделяются периоды смены знаков тренда осадков. Первый из них пришелся на десятилетие с 1911 по 1920 г., второй — на десятилетие с 1957 по 1966 г. (по оси абсцисс отмечены середины десятилетий).

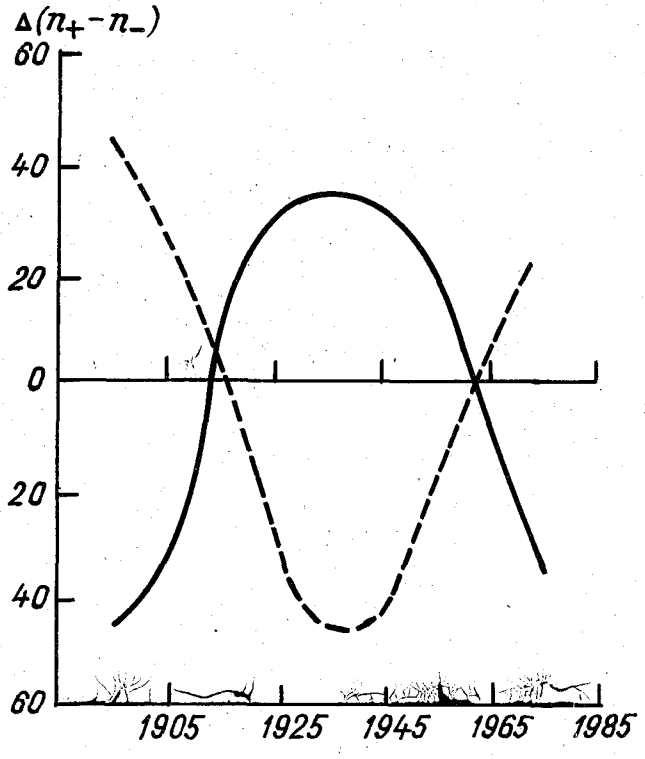


Рис. 1. Временной ход разности числа областей с положительным (n_+) и отрицательным (n_-) знаком квадратического тренда осадков в апреле – октябре (1) и ноябре – марте (2) в основной сельскохозяйственной зоне СССР.

Период максимального числа положительных трендов осадков летом и отрицательных зимой соответствует примерно десятилетию с 1931 по 1940 г. близко совпадая с периодом потепления 30—40-х г.

Таблица 1

Число областей с положительным (n_+) и отрицательным (n_-) знаком тренда осадков

Годы	1891–1900	1901–1910	1911–1920	1921–1930	1931–1940	1941–1950	1951–1960	1961–1970	1971–1980
					Холодный период				
n_+	64	51	34	16	6	5	22	39	56
n_-	18	24	31	45	52	48	42	34	30
N	82	75	65	61	58	53	64	73	86
					Теплый период				
n_+	15	14	19	34	39	38	32	20	17
n_-	60	48	11	3	6	6	11	27	54
N	75	62	30	37	45	44	43	47	71

При анализе трендов важно оценить их статистическую значимость. С этой целью обычно проверяют гипотезу о нестационарности ряда. Статистически значимая нестационарность ряда позволяет предполагать наличие в ряду значимого тренда. Отметим, что достаточно полный обзор различных приемов оценки нестационарности ряда сделан В. А. Лобановым /12/.

В данной работе для выявления нестационарности рядов средних областных осадков использован метод серий /18/. Расчеты показали, что с вероятностью 95 % тренды осадков холодного периода 1891—1980 гг. значимы в 44 областях, а тренды осадков теплого периода значимы лишь в 14 из 104 областей. Вывод о том, что трендовая составляющая сильнее выражена в осадках холодного периода следует также из табл. 1, где приведено число областей (N), в которых трендовая составляющая превышает 20 % средней амплитуды тренда. В холодный период года N меняется от 53 (1941—1950 гг.) до 86 (1971—1980 гг.). В теплый период года N существенно меньше: от 30 (1911—1920 гг.) до 75 (1891—1900 гг.).

Представляет интерес также вклад (D) дисперсии тренда (σ_1^2) в суммарную дисперсию ряда (σ_2^2), который может быть выражен через множественный коэффициент корреляции (R) между исходным рядом и трендовой составляющей /10/:

$$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = R^2.$$

Множественный коэффициент корреляции определяется известной формулой

$$R^2 = 1 - \frac{\delta^2}{\sigma_2^2}, \qquad (2)$$

где δ^2 — средний квадрат ошибки аппроксимации.

Вклады дисперсии тренда в суммарную дисперсию были рассчитаны для каждой области. За теплый период года средняя для 104 областей доля дисперсии тренда составила 2,2 %, а за холодный период года 6,2 %. Хотя доля дисперсии трендовой составляющей в холодную часть года почти в 3 раза больше, чем в теплую, по абсолютным значениям эти вклады невелики.

Выявлены некоторые закономерности распределения вкладов дисперсии трендов в суммарную дисперсию ряда по территории основных сельскохозяйственный районов. В большинстве областей Украины в ноябре—марте этот вклад составляет 9 %, в Нижнем Поволжье 3—4 %. Наиболее выражены тренды в ряде областей Западной Сибири. На северо—востоке Новосибирской области и Алтайского края не долю трендовой составляющей приходится 20 %, а на юге Томской области даже 45 % общей дисперсии рядов осадков.

Рассмотрим теперь второй вариант выявления квадратических трендовых составляющих. Он состоял в расчете в целом по ЕТС (62 области) и АТС (30 областей) следующих характеристик: среднего процента осадков ($\bar{Q}$ %); среднего количества осадков в миллиметрах ($\bar{Q}$ мм), средней площади осадков, превышающих 120 % нормы ($\bar{S}_u$), и средней площади с осадками менее 80 % нормы ($\bar{S}_g$). Во всех характеристиках в качестве весового множителя учитывалась площадь административных областей /13/. Для расчета среднего процента осадков за конкретный месяц конктретного года суммировались значения осадков в процентах от нормы во всех районах, включенных в данную территорию /13/ с весами, равными их площади. Осредняя средний процент осадков за несколько конкретных месяцев теплого или холодного периода получали тот ряд среднего процента осадков ($\bar{Q}$ %), который далее анализировался. Аналогично рассчитывались остальные характеристики увлажнения $\bar{Q}$ (мм), $\bar{S}_u$ и $\bar{S}_g$. Мещерской и Блажевич /16/ ранее было показано наличие тесной корреляции между рядами некоторых из перечисленных характеристик увлажнения. Так, между рядами $\bar{Q}$ % и $\bar{S}_g$ коэффициент корреляции $r = -0{,}95$ по югу ЕТС; $r = -0{,}92$ для Северного

Казахстана и $r = -0{,}88$ для юга Западной Сибири. Между рядами $\bar{S}$ и $\bar{Q}$ % уровень связности примерно тот же: $r = 0{,}89$–$0{,}95$. Поэтому в дальнейшем будут анализироваться ряды $\bar{Q}$ % и в качестве дополнения ряды $\bar{S}_g$.

Прежде всего о трендах. Второй вариант расчетов подтвердил зеркальность квадратических трендов осадков холодного и теплого периодов. Это хорошо видно на рис. 2, 3 и 4. Квадратические тренды $\bar{Q}$ % на обеих территориях в холодную часть года являются вогнутыми, а в теплую часть года выпуклыми параболами. Вершины парабол приходятся в основном на период глобального потепления. Причем, как и в первом варианте расчетов, этому периоду соответствует тенденция к дефициту увлажнения в холодную и тенденция к некоторому переувлажнению в теплую часть года. Более четко эти тенденции прослеживаются для площадей осадков менее 80 % нормы ($\bar{S}_g$). В качестве примера на рис. 2а приведены квадратические тренды $\bar{S}_g$ на АТС. Здесь, кроме трендов за теплый и холодный периоды, представлены тренды осадков за части теплого периода: весну (апрель–май), лето (июнь–август) и осень (сентябрь–октябрь). Хотя за части теплого периода трендовые составляющие различаются, особенно в конце XIX и начале XX века, наименьшие значения $\bar{S}_g$ в VI–VIII и в IX–X приходятся на 1930–1950 годы, когда значения трендов площадей дефицита осадков были минимальными ($\bar{S}_g = 38$–40 % от общей площади территории).

В холодный период на эти же годы приходятся максимальные значения квадратических трендов площади дефицита осадков ($\bar{S}_g = 44 \ldots 45$ %).

Три фазы в соотношении трендов осадков теплого и холодного периодов на рис. 2а также имеют место, однако годы пересечения трендовых составляющих на рис. 2а, относящиеся к АТС, отличаются от рис. 1, который получен при анализе квадратических трендов средних областных осадков по всей сельскохозяйственной зоне СССР.

Наряду с квадратическими рассчитывались кубические тренды рядов средних областных осадков. Они позволяют несколько уточнить тренды увлажнения. Для площади осадков менее 80 % нормы на АТС кубические тренды средних областных осадков приведены на рис. 2б. Кубические параболы рассчитаны для тех же периодов года (IV–V, VI–VIII, IX–X, IV–X, XI–III), что и квадратические.

Не останавливаясь на подробном анализе рис. 2б, подчеркнем два основных вывода. Во-первых — это зеркальность кубических трендов $\bar{S}_g$ осадков за теплый и холодный периоды года. Причем наибольшие различия трендов $\bar{S}_g$ осадков имели место в начале и особенно в 50-х годах XX века, когда отмечались максимальные площади дефицита осадков в холодный период и минимальные — в теплый. Отметим, что зеркальность кубических трендов на ЕТС выражена менее четко, чем на АТС. Во-вторых, это подобие кубических трендов площадей дефицита осадков за группы месяцев теплого периода.

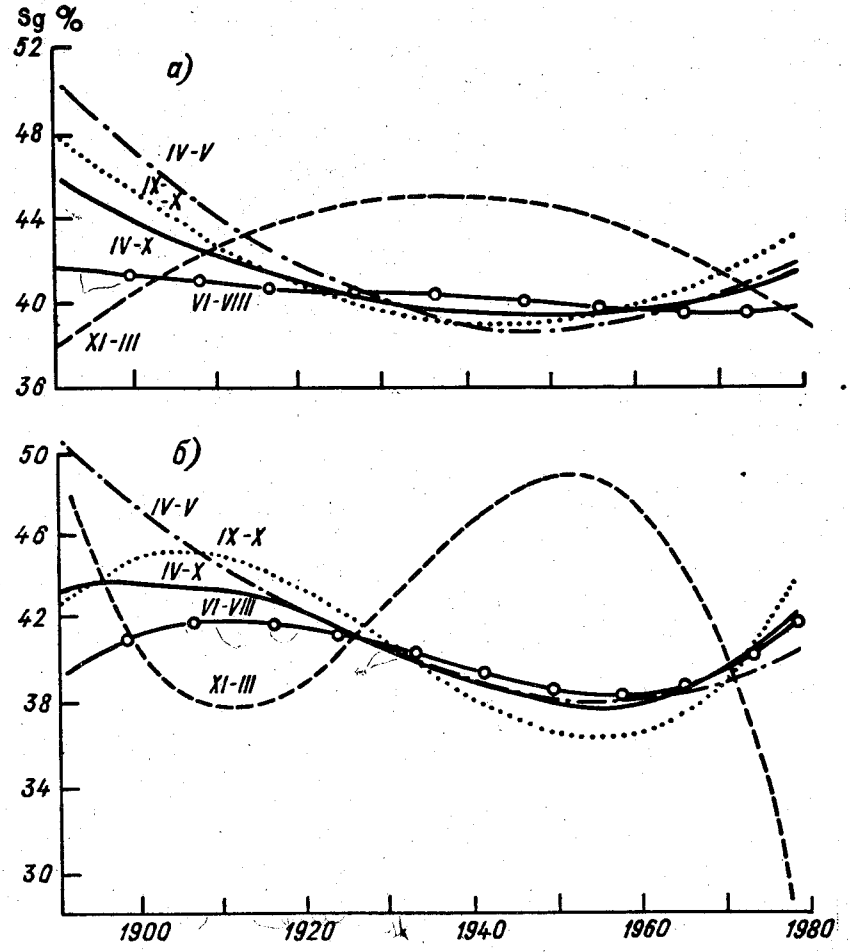


Рис. 2. Квадратические (а) и кубические (б) тренды площадей с осадками менее 80 % нормы на АТС за различные периоды.

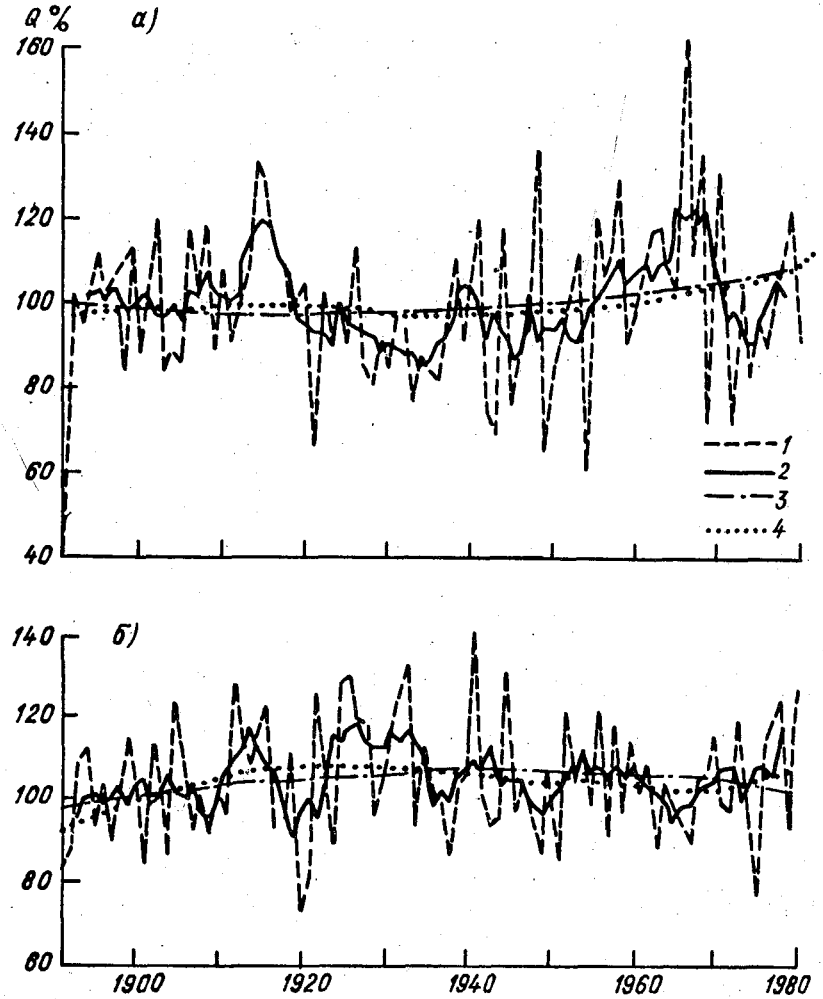


Рис. 3. Временной ход среднего процента осадков (1), пятилетних скользящих средних (2), а также квадратического (3) и кубического (4) трендов среднего процента осадков на ЕТС.
а) ноябрь – март; б) апрель – октябрь.

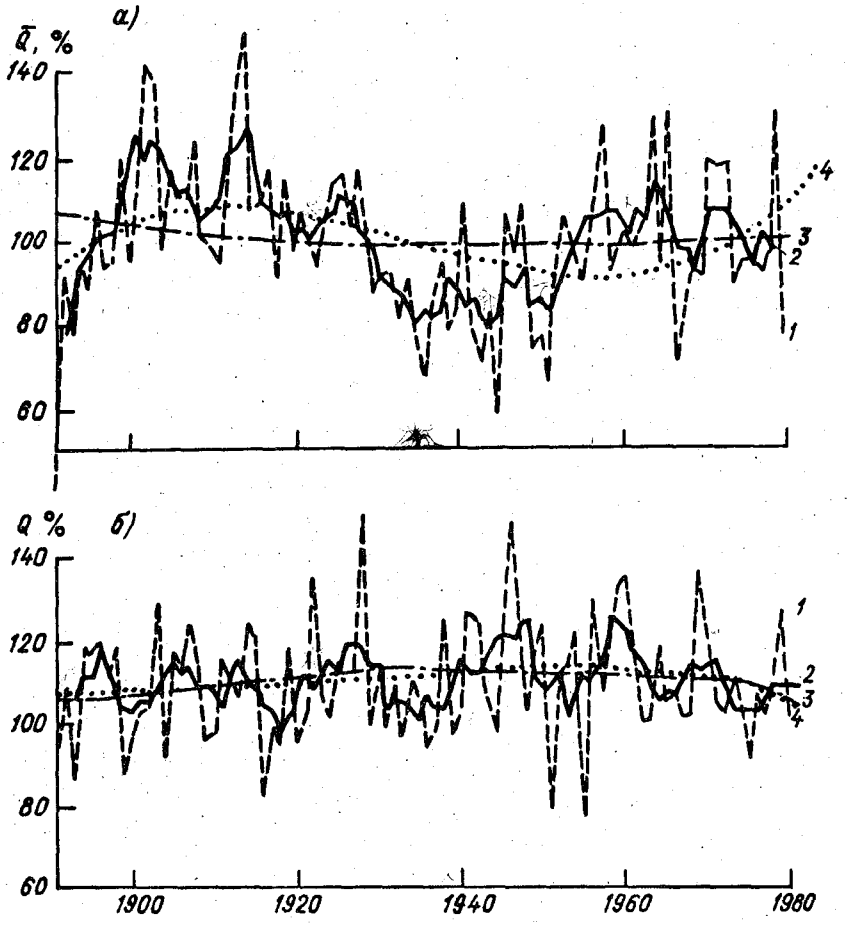


Рис. 4. Временной ход среднего процента осадков (1), пятилетних скользящих (2), а также квадратического (3) и кубического (4) трендов среднего процента осадков на АТС.
а) ноябрь – март, б) апрель – октябрь.

Кубические и квадратические тренды $\bar{S}_g$ средних областных осадков характеризуют лишь очень схематизированные тенденции увлажнения весьма небольшой амплитуды. Более детально изменение условий увлажнения можно проследить по рис. 3 и 4. Здесь приведен временной ход $\bar{Q}$ % по годам и скользящим пятилетиям на ЕС и АТС, а также тренды Q %, полученные путем аппроксимации рядов $\bar{Q}$ % квадратическими и кубическими параболами. При анализе рядов $\bar{Q}$ % и их трендов следует иметь в виду обратную корреляцию $\bar{Q}$ % и $\bar{S}_g$. Очевидна большая изменчивость временного хода среднего процента осадков на обеих территориях, особенно в холодную часть года. На АТС $\sigma = 18{,}6$ % в ноябре—марте и $\sigma = 13{,}8$ % в апреле—октябре. На ЕТС значения среднего квадратического отклонения $\bar{Q}$ % соответственно равны 18 % и 13,4 %.

Анализируя рис. 3 и 4, можно выделить периоды избыточного и недостаточного увлажнения. Рассмотрим те из них, когда $\bar{Q}$ % было менее 90 % нормы или превышало 110 % нормы, ориентируясь в основном на скользящие пятилетние средние.

На ЕТС (рис. 3) довольно длительные периоды избыточного увлажнения отмечались с 1925 по 1933 г. (кроме 1929—1930 гг.) в апреле—октябре, а также с 1913 по 1917 и с 1966 по 1970 г. в ноябре—марте. Первые два периода хорошо согласуются с картой-схемой времени наступления максимума векового хода осадков, приведенного в монографии О. А. Дроздова и А. С. Григорьевой /6/. Сопоставить третий период не представляется возможным, поскольку анализ рядов осадков в упомянутой монографии ограничен 1960 годом.

В ноябре—марте выделяется также период с 1927 по 1936 г., характеризующийся дифицитом осадков на ЕТС.

На АТС (рис. 4) особенно аномальна холодная часть года: длительный период избытка осадков пришелся на 1899—1919 гг. а дефицита на 1931—1951 гг., т. е. на период глобального потепления.

Временной ход скользящих пятилетних средних $\bar{Q}$ % на АТС хорошо согласуется с ранее выполненными расчетами для Казахстана /3/.

Наличие нестационарности в рядах $\bar{Q}$ % также проверялась методом серий. Обнаружено, что в холодную часть года на обеих территориях ряды осадков в основных сельскохозяйственных районах СССР нестационарны. С вероятностью 95 % можно предполагать наличие значимых трендов в этих рядах. В теплую часть года временной ход $\bar{Q}$ % не противоречит гипотезе о стационарности рядов.

Таким образом, анализ временных колебаний средних областных осадков в основной сельскохозяйственной зоне СССР позволяет сделать следующие выводы. Тенденции увлажнения в теплый и холодный период года находятся в противофазе, так что дефицит осадков в холодный период частично компенсируется избытком в теплый период года.

В период глобального потепления 30—40-х годов XX века в основных сельскохозяйственных районах отмечалась статистически незначи-

мая тенденция к избытку увлажнения в теплую часть года и статистически значимая тенденция к дефициту осадков в холодную часть года. В 70-х годах XX столетия имеет место пониженный фон увлажнения в теплый период и повышенный фон увлажнения в холодный период года. Фоновые тенденции увлажнения на ЕТС и АТС изменяются во времени синхронно.

Проследим, насколько согласуются эти результаты эмпирического анализа однородных рядов средних областных осадков с расчетами по статистическим моделям, в которых изменение осадков обычно рассматривается как следствие изменения температуры.

Общепринятая концепция состоит в том, что при росте глобальной температуры в зоне недостаточного увлажнения осадки должны уменьшаться. Последнее объясняется уменьшением количества переносимого водяного пара, вызванным ослаблением зональной циркуляции за счет уменьшения градиента температуры между низкими и высокими широтами. Наиболее последовательно и детально вопрос о связи изменений осадков с изменениями температуры рассмотрен О. А. Дроздовым. При этом особое внимание уделено Арктическому бассейну, поскольку колебания температурного режима здесь проявляются резче, чем на других широтах.

Еще в 1963 году Дроздов и Григорьева /6/ выполнили оценки изменения осадков при повышении температуры воздуха в Арктике, согласно которым при повышении температуры Арктического бассейна на 5 °С надо ожидать уменьшения осадков в степной зоне СССР на 25 мм в холодный и на 100 мм в теплый период года (отметим, что относительные изменения осадков теплого периода будут меньше, так как многолетние нормы осадков теплого периода в 2–3 раза больше, чем холодного). В последующих работах /7, 8/ выводы о взаимосвязи осадков и температуры уточнялись.

Оценки изменений осадков во все сезоны года на ЕТС в связи с процессами глобального потепления приведены также в работе П. Я. Гройсмана /5/, который пришел к выводу, что при увеличении глобальной температуры должно произойти перераспределение осадков по сезонам года: зимой (XII–II) и летом (VI–VIII) количество осадков на ЕТС, по-видимому, уменьшится, а в переходные сезоны – увеличится.

Сравнивая приведенные оценки изменения осадков при глобальном потеплении с результатами анализа однородных рядов осадков за период инструментальных наблюдений, приходим к выводу о их полной согласованности только в холодный период (ноябрь–март), когда потепление сопровождается статистически значимой тенденцией к дефициту осадков.

В теплый период года (апрель–октябрь) при глобальном потеплении вместо ожидаемого по статистическим моделям дефицита осадков имеет место тенденция к избытку. Но вместе с тем материалы инстументальных наблюдений за осадками в определенной мере подтверждают выв

ды Гройсмана о перераспределении осадков внутри теплого сезона. Тенденция к избытку средних областных осадков более выражена в переходные сезоны (апрель–май и сентябрь–октябрь), чем летом (июнь–август).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Апасова Е. Г., Груза Г. В. Данные о структуре и изменчивости климата. Осадки. Северное полушарие. – Обнинск, Изд-во ВНИИГМИ–МЦД, 1982, 209 с.

2. Белокрылова Т. А., Санина А. Т. Многолетняя изменчивость гидрометеорологических параметров в бассейнах рек Европейской территории СССР и Срединного региона. – Труды ВНИИГМИ–МЦД, 1983, вып. 98, с. 34–44.

3. Борзенкова И. И., Винников К. Я. Проблема документации глобальных климатических изменений. – Труды ГГИ, 1977, вып. 247, с. 13–25.

4. Груза Г. В., Клещенко Л. К., Ранькова Э. Я. Об изменениях температуры воздуха и осадков на территории СССР за период инструментальных наблюдений. – Метеорология и гидрология, 1977, № 1, с. 13–25.

5. Гройсман П. Я. Эмпирические оценки связи процессов глобального потепления и похолодания с режимом увлажнения территории СССР. – Изв. АН СССР, сер. геогр., 1981, № 5, с. 86–95.

6. Дроздов О. А., Григорьева А. С. Многолетние циклические колебания атмосферных осадков на территории СССР. – Л.: Гидрометеоиздат, 1971, 157 с.

7. Дроздов О. А. Об изменении осадков Северного полушария при изменении температур полярного бассейна. – Труды ГГО, 1966, вып. 198, с. 3–16.

8. Дроздов О. А. О связи увлажнения с термическим режимом при колебаниях климата. – Метеорология и гидрология, 1977, с. 3–10.

9. Ефремова Н. И. Месячные количества атмосферных осадков, средние для районов Европейской территории СССР и Северного Казахстана. – Л.: Гидрометеоиздат, 1976. 112 с.

10. Карпеев Г. А. Об одном способе оптимального анализа и прогноза экстремальных значений метеорологических полей. – Труды ГМЦ, 1969, вып. 44, с. 12–37.

11. Леднева К. В., Мещерская А. В. Многолетние ряды месячных сумм осадков, осредненных по площади, для основных сельскохозяйственных районов юга ЕТС, Северного Казахстана и Западной Сибири. – Л.: Гидрометеоиздат, 1977. с. 157.

12. Лобанов В. А. Анализ временной изменчивости рядов максимального стока весеннего половодья. – Труды ГГИ, 1983, вып. 294, с. 74–93.

13. Мещерская А. В., Блажевич В. Г. Многолетние колебания общей увлажненности в основных сельскохозяйственных районах ЕТС, Северного Казахстана и Западной Сибири. – Труды ГГО, 1978, вып. 400, с. 87–98.

14. Мещерская А. В., Лугина К. М., Леднева К. В. К сравнению осадков, осредненных по площади, с осадками отдельных станций. – Труды ГГО, 1978, вып. 400, с. 28–39.

15. Мещерская А. В., Блажевич В. Г. Каталоги аномалий осадков и температуры для основных сельскохозяйственных районов юга ЕТС, Северного Казахстана и Западной Сибири. – Метеорология и гидрология, 1977, № 9, с. 76–85.

16. Мещерская А. В., Блажевич В. Г. Каталоги площадей аномалий осадков. – Труды ГГО, 1978, вып. 400, с. 99–113.

17. Рекомендации по подготовке многолетних рядов средних областных осадков за месяцы холодного периода. – Л.: ротапринт ГГО, 1979. 26 с.

18. Френкель А. А. Математические методы анализа динамики и прогнозирования производительности труда. – М.: Экономика 1972. 189 с.

19. Шнитников А. В. Внутривековая изменчивость компонентов общей увлажненности. – Л.: Наука. 1969, 243 с.

Мещерская А. В., Блажевич В. Г.
Голод М. П., Белянкина И. Г.

МНОГОЛЕТНИЕ КОЛЕБАНИЯ ИНДЕКСОВ ЗАСУШЛИВОСТИ В ТЕПЛЫЙ ПЕРИОД ГОДА В ОСНОВНОЙ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОЙ ЗОНЕ СССР

Изучению засух в нашей стране отводится видное место. Внимание климатологов сконцентрировано на разработке наиболее репрезентативных индексов засушливости, на каталогизации засух и всестороннем анализе катастофических засух. Однако вопрос об изменении во времени степени засушливости разработан относительно мало.

В данной статье засушливость характеризуется индексом S, предложенным Д. А. Педем /15/. Наряду с широко известным гидротермическим коэффициентом Г. Т. Селянинова /21/, индекс засушливости S рассчитывается по данным только осадков и температуры, что позволяет получить длинные ряды этого индекса. Гидротермические коэффициенты и индексы S за весенне-летний период довольно тесно коррелированы как с аномалиями урожайности зерновых ($r = 0{,}7 - 0{,}8$ в Нижнем Поволжье и засушливых районах Северного Казахстана), так и между собой ($r = 0{,}9$). Это показано на массовых материалах средних областных аномалий урожайности зерновых и комплексных метеорологических параметров в результате соответствующих расчетов /9–11/.

Следует заметить, что в последние годы подготовленные авторами данной статьи многолетние ряды средних областных комплексных метеорологических параметров использовались О. А. Дроздовым, Т. В. Покровской, Ю. Л. Раунером и др. в монографиях и статьях агроклиматического характера /3, 17–20/. В частности, Раунер /20/ пришел к выводу, что „наиболее объективными следует считать комплексные крите-

рии типа гидротермических коэффициентов — урожайность''. В данной статье с целью обобщения индекса S было выполнено разложение 90-летних рядов этого индекса по естественным ортогональным функциям для основных сельскохозяйственных районов ЕТС и АТС. Границы рассматриваемых районов приведены в /13/. Степень засушливости традиционно характеризовалась первым коэффициентом разложения индекса S по е. о. ф. отдельно для каждой территории. Первый коэффициент разложения индекса S рассчитан за определяющие урожайность зерновых периоды: май—июнь на ЕТС и май—июль на АТС. Кроме того, получены ряды a_1 индекса S за август-сентябрь, условия которых важны для уборки поздних яровых и сева озимых зерновых культур.

За перечисленные периоды на рис. 1 и 2 приведен временной ход a_1 индекса S в долях среднего квадратического отклонения σ. Прежде всего обращает на себя внимание большая изменчивость a_1 индекса S от года к году. На ЕТС (рис. 1а) максимальное значение a_1 индекса S пришлось на 1979 г. ($2{,}5\sigma$), на втором месте оказался 1975 г. ($2{,}1\sigma$), затем следуют 1924, 1946 и 1921 гг. Наиболее влажными и холодными в мае—июне на ЕТС были 1941 г. ($-2{,}5\sigma$), 1933 г. ($-2{,}3\sigma$) и 1978 г. ($-1{,}9\sigma$). На некоторых отрезках ряда a_1 индекса S заметна 2—3-летняя цикличность. Наиболее примечательно в этом плане последнее десятилетие. Начиная с 1974 г. в мае—июне все четные годы на ЕТС были влажными и холодными (1974, 1976, 1978, 1980, 1982 гг.) а нечетные годы засушливыми (1975, 1979, 1981 гг.). Близким к средним многолетним условиям, но тоже с положительным знаком S, оказался 1977 и 1983 гг. Для ряда a_1 индекса S среднее значение $\sigma = 4{,}2$ на ЕТС и $\sigma = 4{,}0$ на АТС, т. е. на АТС даже несколько меньше, чем на ЕТС. Связано это с тем, что на АТС индекс засушливости осредняется за три месяца, а на ЕТС только за два.

Экстремально засушливыми на АТС были: 1931 ($2{,}3\sigma$), 1921 ($2{,}2\sigma$), 1955 ($2{,}1\sigma$) и 1965 гг. ($1{,}9\sigma$). Экстремально влажными и холодными: 1947 ($-2{,}1\sigma$), 1926 ($-2{,}1\sigma$) и 1960 гг. ($-1{,}9\sigma$).

В августе—сентябре на ЕТС (рис. 2а) очень засушливыми были: 1938 и 1909 гг. (a_1 в долях σ соответственно равен 2,8 и 2,4), а на АТС (рис. 2б) 1940 г. ($2{,}5\sigma$). Контрастные к ним условия тепла и влаги отмечались в 1914 ($-2{,}0\sigma$) и в 1926 гг. ($-1{,}8\sigma$) на ЕТС и в 1911 ($-2{,}9\sigma$) и 1946 гг. ($-2{,}1\sigma$) на АТС.

В свете современного интереса к колебаниям климата остановимся на трендовых составляющих индексов засушливости. Выводы с временных тенденциях метеорологических рядов в определенной мере зависят от выбора метода аппроксимации. В настоящее время наиболее часто используется аппроксимация полиномами, что особенно характерно для цикла работ по анализу изменений климата, выполненного под руководством Г. В. Грузы /1, 2, 22/. В этих работах, в частности, показано, что для аппроксимации метеорологических рядов нецелесообразно использовать полиномы высокого порядка. Оптимальными являются поли-

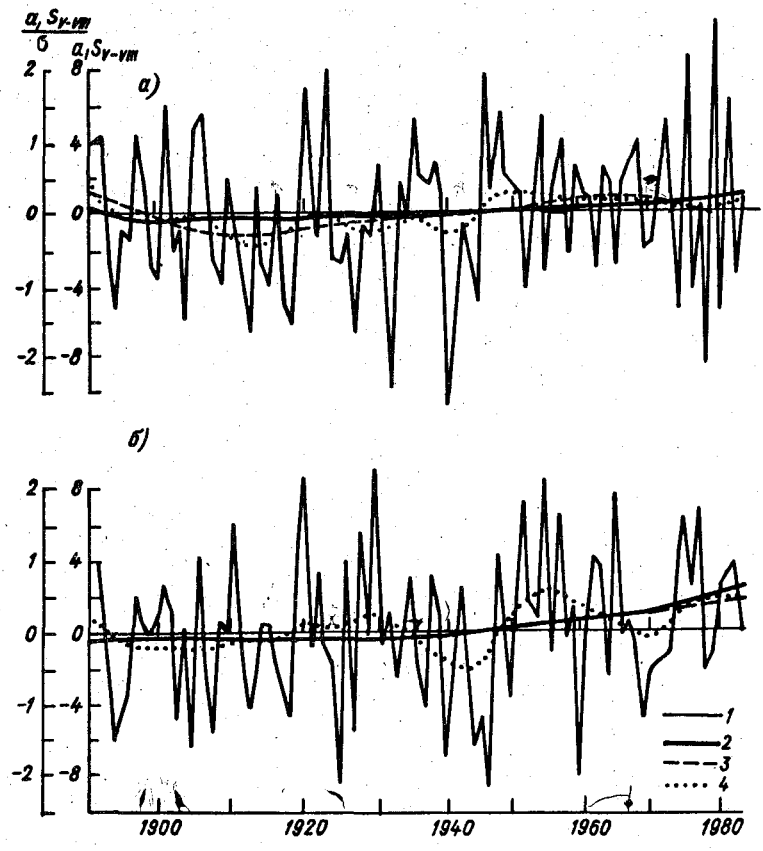


Рис. 1. Многолетний временной ряд a_1 индекса засушливости в мае – июне на ЕТС (а) и в мае – июле на АТС (1).

2 – квадратический тренд; 3 – кубический тренд; 4 – аппроксимация сплайном (х).

Примечание: на рис. 1 и 2 значения a_1 индекса приведены в двух шкалах: в абсолютных (безразмерных) величинах и в долях среднего квадратического отклонения.

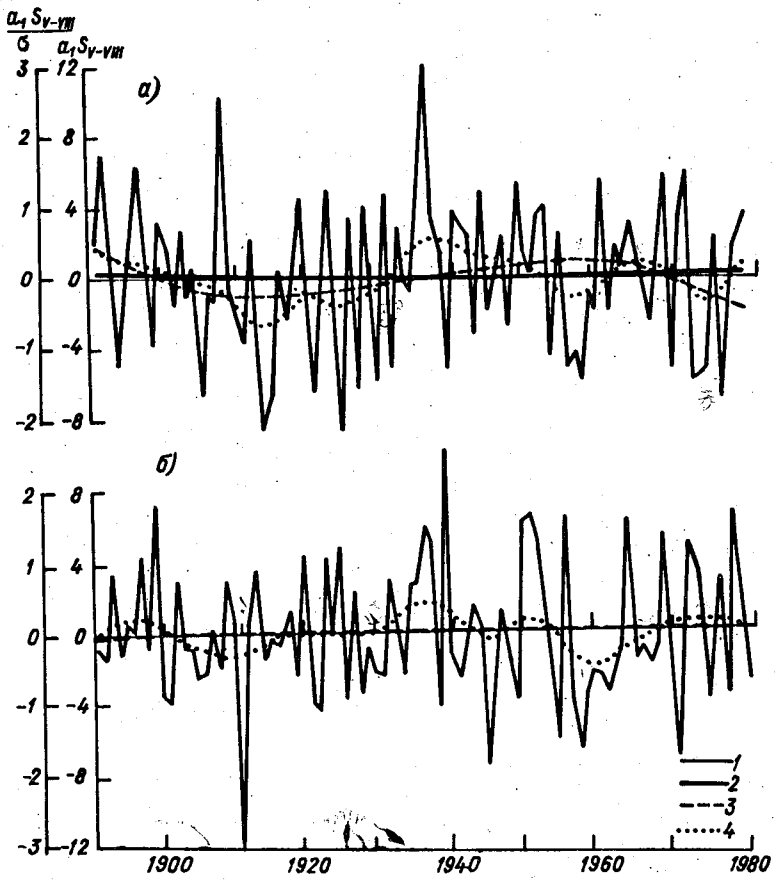


Рис. 2. Многолетний временной ряд a_1 индекса засушливости в августе – сентябре на ЕТ СССР (а) и АТ СССР (б).
См. обозначения к рис. 1.

номы 3-й и 2-й степени. Однако полиномиальные трендовые составляющие 2-го и 3-го порядка несут ограниченную информацию об изменчивости ряда, особенно осадков. Например, при аппроксимации рядов средних областных осадков параболами 2-го порядка дисперсия тренда составляла в среднем для 104 областей всего 2—6 % полной дисперсии ряда, хотя в отдельных областях может достигать 40 %. Ранее для зонально осредненных осадков близкие оценки были получены Е. Г. Апасовой и Г. В. Груз /1/.

Для выделения более детализированных временных тенденций используются разнообразные способы и приемы, из которых одним из простейших является арифметическое скользящее сглаживание. Хорошие результаты дает расчет скользящего тренда по методу гармонических весов /16, 23/. В работе /12/ предложен скользящий параболический тренд.

Во всех вариантах скользящего сглаживания характер линии тренда зависит от выбора интервала сглаживания. Теоретически эта задача может быть решена достаточно строго, если исходить из условия минимума суммарной ошибки аппроксимации /6/. Однако на практике слишком большая точность аппроксимации не всегда целесообразна, так как полученная при этом кривая будет описывать не только тенденцию, но и случайные колебания. Поэтому интервал сглаживания чаще подбирается эмпирически. В последние годы для аппроксимации временных рядов в гидрометеорологии с успехом начали применять сплайны, т. е. функции, склеенные из различных кусков элементарных функций /7/. Наиболее перспективен для аппроксимации кубический сплайн, который является дважды непрерывно дифференцируемой функцией, состоящей из отдельный кусков кубических парабол.

Близкую по идее процедуру аппроксимации, но в конечно-разностных терминах, предложил Д. А. Шейнин. Методом наименьших квадратов ищется минимум функционала:

$$\gamma(x) = \sum_{i=2}^{n-1} (x_{i-1} - 2x_i + x_{i+1})^2 + p\sum_{i=2}^{n-1} (y_i - x_i)^2, \qquad (1)$$

где y_i — значение исходного ряда в отдельные годы i; x_i — искомые значения тренда. Как при использовании сплайнов, так и при аппроксимации по формуле (1) необходимо априори задавать параметр сглаживания, который определяет степень гладкости тренда (параметр p в формуле (1)). Предложенную Шейниным аппроксимацию можно рассматривать как упрощенный вариант аппроксимации кубическим сплайном. В дальнейшем она будет называться $\gamma(x)$ аппроксимацией.

В данной работе при $\gamma(x)$ аппроксимации исходные ряды предварительно сглаживались с помощью фильтра:

$$x_i = \frac{1}{4}x_{i-1} + \frac{1}{2}x_i + \frac{1}{4}x_{i+1}. \qquad (2)$$

На рис. 1 и 2 приведены тренды a_1 индекса S, полученные разными способами: аппроксимацией исходных рядов параболами 2-го и 3-го порядка, а также сплайном $\gamma(x)$. Последний позволяет при подобранных значениях p получить более детализированный вид трендовой составляющей.

Проследим тенденции временных изменений индексов засушливости, переходя от сглаженных к более детализированным видам тренда.

Предварительно сделаем одно общее замечание. Во всех рядах a_1 индекса S тренд выражен слабо. Рассчитанный по аналогии с осадками /14/ вклад (D) трендовой составляющей a_1, индекса S в суммарную дисперсию ряда очень мал. При аппроксимации параболой 3-го порядка $D = 3\ \%$ для a_1 индекса S в мае—июне и августе—сентябре на ЕТС. На АТС $D = 2\ \%$ и $D = 0$ для a_1 индекса S соответственно в мае—июле и августе—сентябре. При аппроксимации параболой второго порядка эти вклады еще меньше.

Проведена также проверка рассматриваемых рядов на станционарность методом серий /23/. Все четыре ряда a_1 индекса S (рис. 1 и 2) с вероятностью 95 % не противоречат гипотезе о стационарности, что позволяет считать, что значимые тренды в рядах отсутствуют.

С учетом этого замечания рассмотрим рис. 1 и 2. В весенне-летний период на ЕТС с конца XIX века и до середины 40-х годов XX века квадратический тренд индекса засушливости близок к нулю. В последующие годы квадратический тренд приобретает четкую тенденцию к росту засушливости, достигнув максимума к началу 80-х годов.

Кубический тренд в общих чертах не противоречит квадратическому, разделяя ряд a_1 S_{V-VI} на два периода с начала века и до середины 40-х годов с пониженным фоном засушливости и с середины 40-х годов до начала 80-х годов с повышенным фоном засушливости (последнее десятилетие XIX века характеризовалось повышенным фоном засушливости, что выявляется по всем видам тренда).

Тренд, полученный в результате $\gamma(x)$ аппроксимации ряда a_1 индекса S несколько детализирует кубический тренд. В частности, выделились два коротких периода с пониженным (1909—1919 гг., 1939—1944 гг.) и один с повышенным (1946—1955 гг.) уровнем засушливости относительно кубического тренда.

Для ряда индекса засушливости S на АТС (рис. 1 б) также рассчитано три вида тренда, однако здесь квадратический и кубический тренды практически совпали. Кубический (квадратический) тренд a_1 индекса S на АТС подобен квадратическому тренду a_1 индекса S на ЕТС. Он характеризуется пониженным фоном засушливости до середины 40-х годов, а затем ростом индекса с максимумом в 80-х годах.

Аппроксимация сплайном внесла некоторые добавления. На фоне общего роста засушливости периоды с 1937 по 1949 и с 1965 по 1974 г. отличались пониженным, а период с 1951 по 1961 г. — повышенным уровнем засушливости относительно кубического тренда.

В августе–сентябре на ЕТС квадратический тренд a_1 индекса S (рис. 2а) выражен слабо. Кубический тренд указывает на повышенный уровень засушливости в августе–сентябре в 90-х годах XIX столетия и в 50–60-х годах XX столетия и пониженный уровень засушливости в первой трети и в 70-х годах XX века.

Аппроксимация сплайном a_1 индекса $S_{VIII-IX}$ на ЕТС по общей тенденции согласуется с кубическим трендом при большей амплитуде изменений тренда. Но есть и отличия. В 30-х годах квадратический й кубический тренды близки к нулю, а при γ (х) аппроксимация обнаружился более высокий уровень засушливости.

На АТС в августе–сентябре квадратический и кубический тренды не прослеживаются. Аппроксимация сплайном выявила период повышенной засушливости в 30-х годах и пониженной с 1956 по 1967 г.

Подведем итоги. Трендовые составляющие a_1 индекса засушливости S на обеих территориях незначимы. В весенне-летний период первая четверть XX века характеризовалась слабо пониженным фоном засушливости. От 50-х к 80-м годам XX века засушливость растет, что подтверждается всеми видами тренда.

Судя по квадратическому и кубическому трендам, в период глобального потепления степень засушливости в весенне-летний и летне-осенний период близка к ередним многолетним условиям. Более детальная аппроксимация сплайном указывает на повышенный уровень засушливости в 30-х (ЕТС и АТС) и 40-х (ЕТС) годах только в августе–сентябре. В мае–июне на ЕТС и в мае–июле на АТС этот период потепления характеризовался даже пониженным фоном засушливости, особенно на АТС. Поскольку для формирования урожайности метеорологические условия мая–июля являются определяющими /9/, пониженный уровень засушливости в мае–июле играет решающую роль для заключения о связи глобального потепления с засушливостью на территории основных сельскохозяйственных районов СССР.

Обратимся по этому поводу к литературе. Конкретно вопрос о связи глобального потепления с засушливостью затронут Ю. Л. Раунером /20/. С этой целью он ввел „матричный" индекс засушливости, учитывающий повторяемость засух по годам в шести зерновых районах СССР. По расчетам Раунера кульминация засушливости на территории основной сельскохозяйственной зоны СССР пришлась на начало 20-х годов, а максимальная засушливость отмечалась в 90-х годах XIX и в 30-х годах XX века. Однако график пятилетних скользящих средних матричного индекса засушливости, проведенного Раунером, открывает возможности и для другой интерпретации. Достаточно, например, очевидно, что весь период с конца 20-х и до конца 80-х годов характеризовался повышенным уровнем засушливости при очень сильных изменениях за этот же отрезок времени средней температуры северного полушария от максимума в 30–40-х годах до минимума в 60-х годах. Поэтому приуроченность повышенной засушливости основных сельскохозяй-

ственных районов СССР к периоду глобального потепления представляется по материалам работы /20/ недостаточно убедительной. Важно и другое. Ю. Л. Раунер в индексе засушливости учитывает одновременно засухи на ЕТС и АТС. Между тем, в ряде работ показано, что в конкретные годы эти две территории по условиям тепла и влаги нередко находятся в противофазе. Поэтому единый индекс засушливости по территории основных сельскохозяйственных районов СССР недостаточно репрезентативен.

В общем плане над проблемой связи термического режима с засушливостью на территории СССР много работал О. А. Дроздов /5/. При этом термический режим Арктики использовался в качестве индикатора термических условий северного полушария. Характеризуя термический режим Арктики ледовитостью Баренцева моря из-за отсутствия длительных метеорологических наблюдений в этом регионе, Дроздов пришел к выводу, что „все каталоги засух ЕТС дают заметное уменьшение вероятности засух с ростом ледовитости Баренцева моря, а Казахстан и, особенно, Западная Сибирь дают корреляцию противоположного знака".

Из этого следует, во-первых, что связи ледовитости с засушливыми явлениями основных сельскохозяйственных районов СССР носят локальный характер, так как знак связи оказался обратным на ЕТС и АТС. В этом плане подтверждается сомнение ряда специалистов в возможности существенного влияния на локальные метеорологические условия изменений средней глобальной температуры /3/.

Во-вторых, остается не доказанной правомочность отождествления ледовитости Баренцева моря с ледовитостью Арктического бассейна и тем более с термическим режимом северного полушария. Наконец, в упомянутой работе О. А. Дроздова не акцентируется внимание на периоде 30—40-х годов XX века и неясно, в какой мере полученные результаты относятся к этому периоду.

Критический анализ температуры и однородных многолетних рядов индекса засушливости S не позволяет сделать вывод о повышенном уровне засушливости на территории основной зерновой зоны СССР в период потепления 30—40-х годов. Вместе с тем очевиден рост засушливости в весенне-летний период от 50-х к 80-м годам текущего столетия.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Апасов Е. Г., Груза Г. В. Данные о структуре и изменчивости климата. Осадки. Северное полушарие. – Обнинск. ВНИИГМИ–МЦД, 1982, 211 с.

2. Груза Г. В., Ранькова Э. Я. Данные о структуре и изменчивости климата. Температура воздуха на уровне моря. Северное полушарие. Обнинск. ВНИИГМИ–МЦД, 1979. 203 с.

3. Груза Г. В., Клещенко Л. К., Ранькова Э. Я. Об изменениях температуры воздуха и осадков на территории СССР за период инструментальных

наблюдений. – Метеорология и гидрология, 1977, № 1, с. 13–25.

4. Дроздов О. А. Засухи и динамика увлажнения. – Л.: Гидрометеоиздат, 1980. 96 с.

5. Дроздов О. А. О связи увлажнения с термическим режимом при колебаниях климата. – Метеорология и гидрология, 1977, № 4, с. 3–10.

6. Жуковский Е. Е., Киселева Т. Л., Мандельштам С. М., Статистический анализ случайных процессов в приложении к агрофизике и агрометеорологии. – Л.: Гидрометеоиздат, 1976. 407 с.

7. Константинов А. Р., Химии Н. М. Применение сплайнов и метода остаточных отклонений в гидрометеорологии. – Л.: Гидрометеоиздат, 1983, 183 с.

8. Любарский А. Н. Колебания ледовитости северных морей и их возможные физические причины. – Труды ГГО, 1977, вып. 386, с. 111–122.

9. Мещерская А. В., Блажевич В. Г., Житорчук Ю. В. Гидротермический коэффициент и его связь с урожайностью сельскохозяйственных культур. – Труды ГГО, 1978, вып. 400, с. 134–149.

10. Мещерская А. В., Блажевич В. Г., Белянкина И. Г. Сравнение двух показателей тепло-влагообеспеченности сельскохозяйственных культур. – Труды ГГО, вып. 446, 1981, с. 68–77.

11. Мещерская А. В., Болдырева Н. А., Шапаева Н. Д. Средние областные запасы продуктивной влаги в почве и высота снежного покрова (статистический анализ и примеры использования). – Л.: Гидрометеоиздат, 1982. 243 с.

12. Мещерская А. В. Анализ многолетних связей гидротермических коэффициентов с урожайностью зерновых. – Известия АН СССР, серия геогр., 1981, № 3, с. 60–70.

13. Мещерская А. В., Блажевич В. Г. Каталоги аномалий осадков и температуры для основных сельскохозяйственных районов юга ЕТС, Северного Казахстана и Западной Сибири. – Метеорология и гидрология, 1977, № 9, с. 76–85.

14. Мещерская А. В., Блажевич В. Г., Голод М. П., Белянкина И. Г. Анализ тенденций увлажнения основной сельскохозяйственной зоны СССР за период инструментальных наблюдений. – (См. настоящий сборник).

15. Педь Д. А. О показателе засух и избыточного увлажнения. – Труды ГМЦ, 1975, вып. 156, с. 19–39.

16. Полевой А. Н. Динамико-статистические методы прогнозирования урожайности сельскохозяйственных культур. – Метеорология и гидрология, № 2, 1981, с. 92–103.

17. Покровская Т. В. Связь урожайности зерновых культур в Северном Казахстане с метеорологическими условиями. – Труды ГГО, 1979, вып. 403, с. 22–28.

18. Раунер Ю. Л. Климат и урожайность зерновых культур. – М.: Наука, 1981. 163 с.

19. Раунер Ю. Л. Урожайность зерновых и факторы агротехники. – Изв. АН СССР, сер. геогр., 1983, № 5, с. 46–59.

20. Раунер Ю. Л. Статистика засух. ФАО, 1982, т. 18, № 11, с. 1207–1214.

21. Селянинов Г. Т. О сельскохозяйственной оценке климата. – Труды по сельскохозяйственной метеорологии, 1928, вып. 20, с. 165–177.

22. Тимофеев Т. Н. Данные о структуре и изменчивости климата. Давление воздуха. Северное полушарие. – Обнинск, ВНИИГМИ–МЦД 1980. 208 с.

23. Френкель А. А. Математические методы анализа динамики и прогнозирования производительности труда. – М.: Экономика, 1972. 189 с.

Мещерская А. В., Голод М. П.

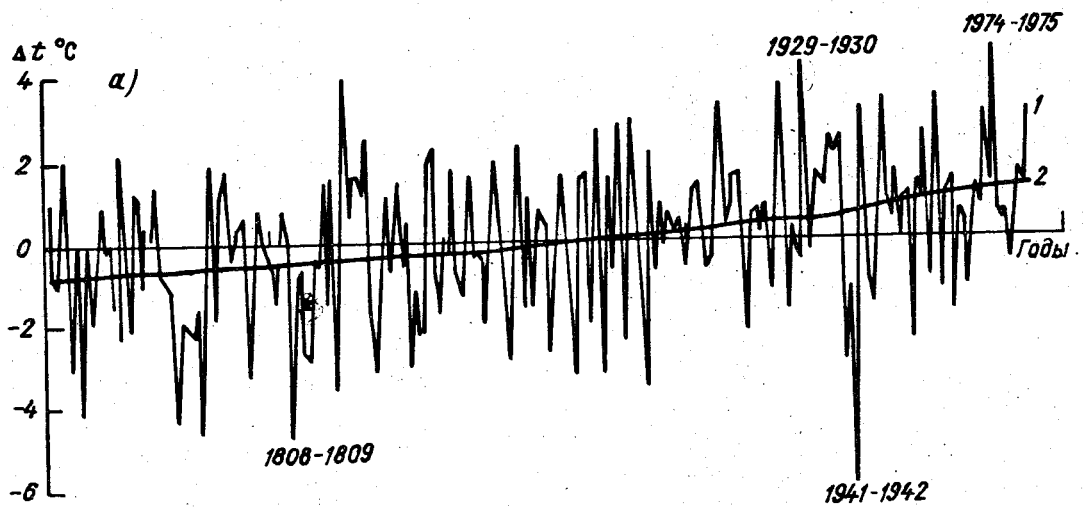
О КОЛЕБАНИЯХ ТЕМПЕРАТУРЫ ВОЗДУХА В ЛЕНИНГРАДЕ ЗА 230 ЛЕТ

Ленинград (Петербург) — один из немногих городов мира, где регулярные метеорологические наблюдения ведутся с первой четверти XVIII века /6/. Такой длинный ряд наблюдений позволяет проследить не только климатические флюктуации, понимая под ними колебания с масштабом времени от трех недель до трех десятилетий /2/, но и изменения климатических условий, если они имеют место.

Обычно для анализа колебаний климата в Ленинграде используются данные о средней месячной температуре воздуха с 1752 года. Краткая историческая справка /6/ свидетельствует, что с 1835 по 1862 г. наблюдения проводились при Главной геофизической обсерватории на Васильевском острове вблизи Горного института, а с 1933 г. — при Гидрометеорологической обсерватории на Аптекарском острове Петроградской стороны, т. е. также в пределах старой части города. Выбор местоположения новой станции сделан с учетом сохранения микроклиматических условий, так что ряд наблюдений в Ленинграде можно считать однороднным.

В серии монографий по описанию климата больших городов Ленинграду отведено должное место /6, 11, 12/. За последние годы вышли работы И. И. Полька /13, 14/, а также Е. В. Алтыкиса и Л. С. Евтеевой /6/, где анализируется многолетний ряд температуры Ленинграда. Представлялось полезным расширить этот анализ с привлечением характеристик выбросов.

При подготовке данной статьи решались две основные задачи. Первая заключалась в выделении аномальных лет по значениям средних аномалий температуры за теплую и холодную половины года, а также путем расчета выбросов через 0 °С в хронологическом ряду средних месячных аномалий температуры. Целью второй задачи являлось определение скорости роста температуры в Ленинграде за 230 лет за теплую и холодную половину года, а также оценка доли антропогенного фактора в повышении среднегодовой температуры в Ленинграде в течение последних 60 лет.


Δt °C
а)
4
2
0
-2
-4
-6
1808-1809
1929-1930
1941-1942
1974-1975
1
2
Годы

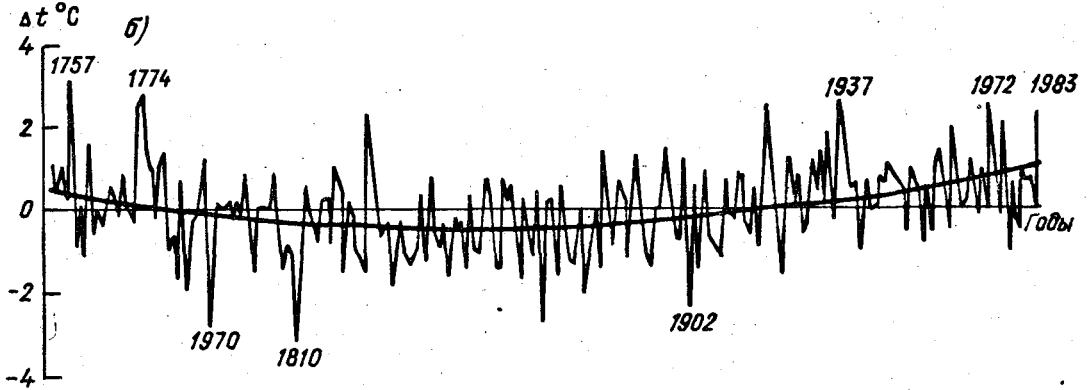


Рис. 1. Временной ряд средних аномалий температуры воздуха в Ленинграде (1) с 1752 по 1983 г. и скользящий параболический тренд (2).
а) октябрь – март, б) апрель – сентябрь.

Начнем с выделения экстремальных по аномальности лет. На рис. 1 приведены многолетние ряды средних аномалий температуры воздуха в Ленинграде за теплую ($K_т$) и холодную ($K_х$) половины года.

Экстремально теплые холодные периоды (октябрь—март) в Ленинграде были в 1974—1975 гг. ($K_х$ = 4,5 °С), в 1929—1930 гг. ($K_х$ = = 4,3 °С), в 1924—1925 и в 1821—1822 гг. ($K_х$ = 3,8 °С). Экстремально холодные зимние условия были в 1941-42 г. ($K_х$ = –5,8 °С), в 1808-09 г. ($K_х$ = –4,8 °С) и в 1788-88 г. ($K_х$ = –4,7 °С).

В теплую половину года (апрель—сентябрь) экстремально холодными были 1810 г. ($K_т$ = –3,3 °С), 1790 и 1867 гг. ($K_т$ = –2,7 °С), а также 1902 г. ($K_т$ = –2,5 °С); экстремально теплыми: 1757 г. ($K_т$ = = –3,1 °С), 1774 г. ($K_т$ = 2,8 °С), 1937 г. ($K_т$ = 2,6 °С), 1773 г. ($K_т$ = = 2,4 °С), а также 1826, 1972 и 1983 гг. ($K_т$ = 2,3 °С).

Разделение на теплую и холодную половины года является, конечно, искусственным. При необходимости выделить аномалии временного ряда наиболее естественный подход связан с расчетом выбросов. Применительно к метеорологическим задачам Р. Л. Каган и Е. И. Федорченко /4, 5/ впервые рассмотрели теорию метода и выполнили разносторонний анализ статистических характеристик выбросов метеорологических рядов.

Выброс временного ряда через некоторый заданный уровень характеризуется двумя основными параметрами: мощностью выброса (m) и его продолжительность (l). Под мощностью выброса понимают его площадь /15/.

Расчет характеристик выбросов температуры Ленинграда за период с 1752 по 1982 г. выполнен по программе Е. И. Сибир, в которую введен ряд усовершенствований, в частности расчет времени начала и конца выброса.

На рис. 2 и в табл. 1 приведены характеристики выбросов для хронологического ряда аномалий средней месячной температуры Ленинграда. Отобрано по двадцать самых мощных выбросов вверх (положительные аномалии температуры) и выбросов вниз (отрицательные аномалии температуры) через уровень 0 °С.

Анализ табл. 1 и рис. 2 показывает, что самый мощный (m) и продолжительный (l) положительный выброс температуры в Ленинграде имел место с февраля 1972 г. по август 1973 г. Положительная аномалия температуры сохранялась 18 мес, а ее мощность составила 48,4 °$С^2$. На втором месте по мощности — положительный выброс, длившийся с сентября 1974 г. по июнь 1975 г. (m = 37,3 °$С^2$, l = 9 мес). Далее следуют положительные выбросы 1936—1937 и 1926—1927 гг., приходящиеся на период потепления Арктики. Список самых мощных и продолжительных выбросов вниз возглавляет выброс в 1782—1783 гг., когда отрицательная аномалия длилась 12 мес при мощности 42, 1 °$С^2$. На втором месте за 230-летний период наблюдений — отрицательный выброс с сентября 1941 г. по август 1942 г. (m = 40,5 °$С^2$).

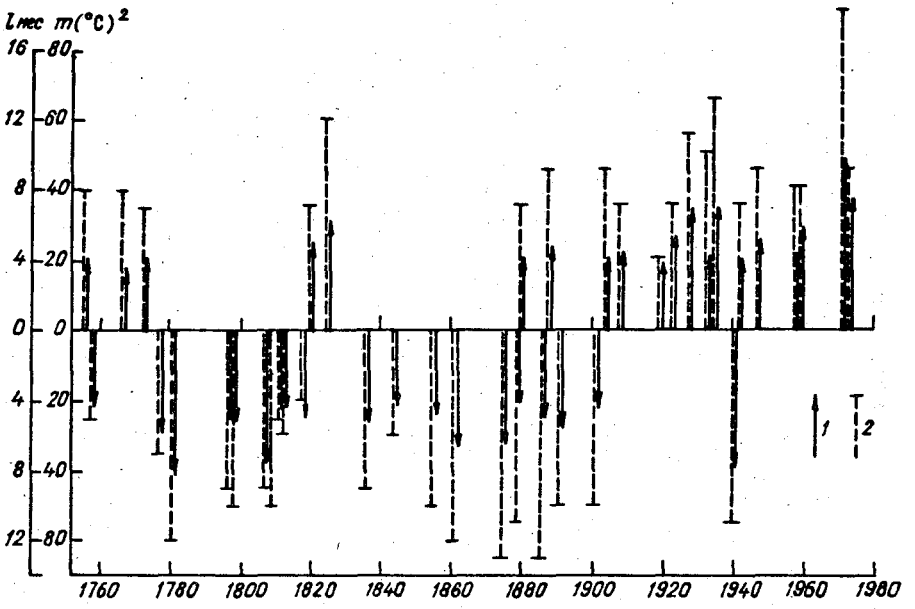


Рис. 2. Распределение по годам сорока наиболее мощных выбросов.
m – мощность выброса ($^{\circ}C^2$), l – продолжительность выброса (мес).

Между наиболее аномальными годами, выделенными на основе выбросов (табл. 1) и по величине средней аномалии температуры за теплый и холодный период (рис. 1) полного соответствия нет. Одна из основных причин этого в разделении ряда на теплый и холодный период, о чем уже упоминалось выше. Вторая причина состоит в особенностях самих выбросов. Мощная и продолжительная аномалия может разбиться на две относительно слабые, если хотя бы в одном месяце аномалия температуры оказалась ниже заданного уровня.

Перейдем к вопросу о трендовых составляющих в рядах температуры Ленинграда.

Для выявления средних аномалий температуры Ленинграда за теплую и холодную половину года (рис. 1) использовалась скользящая параболическая аппроксимация /10/. Тренды на рис. 1 рассчитаны при T = 41 год.

Как следует из рис. 1, средние аномалии температуры воздуха в холодную и теплую половину года существенно различаются. Это проявляется, во-первых, в дисперсии рядов: $\sigma^2 = 10{,}9\ ^{\circ}C^2$ в холодную и $\sigma^2 = 2{,}9\ ^{\circ}C^2$ в теплую половину года и, во-вторых, в разном характере трендов. В холодную половину года тренд температуры характеризовался непрерывным ее возрастанием на протяжении всего 230-летнего ряда. В период с 1752 до 1880 г. отмечался пониженный, а с 1881 по 1983 г. — повышенный фон температуры с максимумом в последние десятилетия.

В теплую половину года тренд меняется более сложным образом. Можно выделить два относительно теплых периода: с 1752 по 1782 г. и с 1921 по 1983 г. и один относительно холодный, длившийся с конца XVIII по начало XX века (1783—1920 гг.).

Основные тенденции многолетнего режима температуры (рис. 3) неплохо согласуются с распределением по рассматриваемому ряду 20 наиболее мощных выбросов (рис. 2). Наибольшая повторяемость выбросов вниз приходится на XIX век, а выбросов вверх — на XX век и конец XVIII.

Кроме скользящего параболического тренда, для рядов средних аномалий температуры за теплый и холодный период рассчитывался также линейный тренд:

$$Y(t) = \beta_0 + \beta_1 t, \qquad (1)$$

где β_0 — среднее значение ряда, а β_1 — коэффициент регрессии, характеризующий скорость изменения температуры. Следуя формулам и обозначениям, приведенным Поляком /13/,

$$\beta_o = \frac{1}{2r+1}\sum_{i=0}^{2r} Y_i, \qquad (2)$$

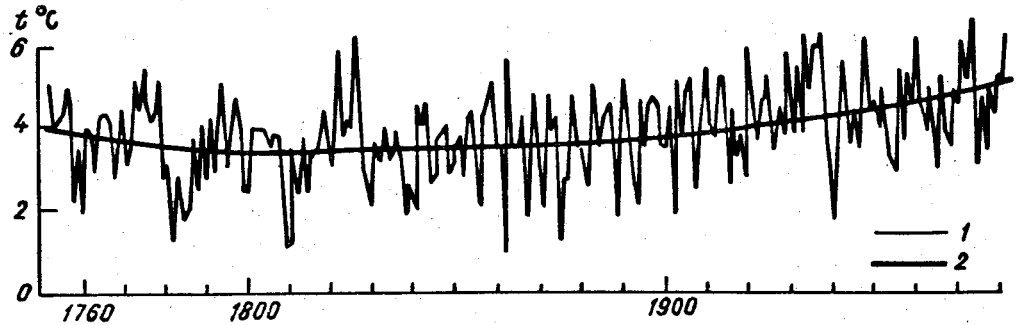


Рис. 3. Временной ряд среднегодовой температуры воздуха в Ленинграде с 1752 по 1983 г. (1) и его скользящий параболический тренд (2).

где r = 0,5, а n — длина ряда,

$$\beta_1 = \frac{3}{r(r+1)(2r+1)} \sum_{i=0}^{2r} (i - r) Y_i, \qquad (3)$$

где i — порядковый номер года.

Расчеты показали, что для холодного периода года β_1 = 0,0086 °С/год, а для теплого β_1 = 0,002 °С/год, т. е. за 230 лет средняя аномалия температуры воздуха в Ленинграде повысилась на 2,1 °С за холодную и на 0,5 °С в теплую половину года. Это хорошо согласуется с расчетами И. И. Поляка, который для среднегодовой температуры Ленинграда получил β_1 = 0,004 °С/год /14/.

Оценим значимость линейных трендов /13/ средних аномалий температуры Ленинграда за две половины года. При 95 % уровне значимости линейный тренд статистически значим, если $|\beta_1| > 2\sigma_{\beta_1}$, где

$$\sigma_{\beta_1} = \sqrt{\frac{3\sigma^2}{r(r+1)(2r+1)}}. \qquad (4)$$

Здесь σ_{β_1} — среднее квадратическое отклонение коэффициента β_1, а σ^2 — дисперсия исходного ряда K, рассчитанная для отклонений от среднего значения.

Для ряда средних аномалий температуры воздуха в Ленинграде σ_{β_1} = = 0,0031 для холодной и σ_{β_1} = 0,0018 для теплой половины года. Сравнивая приведенные выше значения β_1 с $2\sigma_{\beta_1}$, приходим к выводу, что в теплую половину года положительный тренд температуры незначим, а в холодную — статистически значим.

Рост температуры в крупных городах мира хорошо известен, в частности по книге Г. Е. Ландсберга „Климат города" /7/. Однако оценки скорости роста температуры различаются и весьма существенно. Причина этих различий состоит не только в особенностях роста городов и изменениях микроклимата в окрестностях метеостанций, но и в различной длине рядов.

По расчетам Поляка /13–14/ для длинных рядов температуры воздуха (два-три столетия) на 18 метеорологических станциях в Европе β_1 = = 0,002 °С/год. Причем в Праге, Хоенпайсенберге и в Вене тренд температуры и коэффициент β_1 даже отрицательные, возможно, за счет того, что данные после 1955 г. в работе не использованы.

За более короткие отрезки времени, особенно приходящиеся на период бурного роста городов, β_1 может быть на порядок больше, чем для длиннорядных станций. Ландсберг со ссылкой на Фукуи /7/ показал, что средний рост температуры в трех крупных городах Японии (Токио, Осака и Киото) за период с 1936 по 1965 г. составил 0,03 °С/год

Согласно Детвиллера /16/ по материалам 78-летних наблюдений в Париже (1891—1968 гг.) для суточного максимума температуры β_1 = = 0,011 °С, а для минимума температуры β_1 = 0,019 °С/год. Над крупными городами СССР также образуются „острова тепла", в том числе над Ленинградом. По данным Л. Т. Матвеева /9/ за 1970—1974 г. средняя разность температуры между городом и пригородом (4 метеостанции) составляет 1,4 °С зимой и 1,3 °С летом.

Основная причина положительного тренда температуры в крупных городах связана с урбанизацией города, но определенную роль могут играть процессы глобального потепления, которые доказываются некоторыми известными климатологами /1/.

Для оценки антропогенного роста температуры обычно рассматривают тренд разности температуры в центре крупного города и его окрестностях (Δt) с учетом роста численности населения города. Для разных городов оценки различаются, причем в среднем антропогенный рост температуры в городах Северной Америки гораздо выше, чем в городах Европы /7/. В Балтиморе (США) при увеличении населения на 1 млн. человек разность температуры в городе и пригородах возрастает на 1 °С.

Изменение во времени разности температуры в городе и пригородах с учетом роста населения по материалам наблюдений в 17 городах СССР рассмотрено Н. А. Козуто /3/. Рост среднегодовых значений Δt за период с 1930 по 1977 г. обнаружен только в 6 из 17 городов. Для Ленинграда Δt составило 0,2 °С при увеличении населения на 1 млн. человек, т. е. антропогенный рост температуры в Ленинграде происходит в 5 раз медленнее, чем в Балтиморе. Однако в силу известных историко-социальных причин с начала XX века численность населения Ленинграда очень сильно колебалась /8/: в 1917 г. — 2,5 млн. чел., в 1920 г. — 0,7 млн., в 1926 г. — 1,6 млн., в 1939 г. — 3,1 млн., в 1959 г. — 3,0 млн., в 1970 г. — 3,6 млн.; в 1976 г. — 3,9 млн. человек. Поэтому оценка изменения Δt в Ленинграде в зависимости от численности населения не очень надежна, поскольку она существенно зависит от выбранного отрезка ряда.

Представляется более корректным непосредственный расчет скорости роста разности температуры в Ленинграде и пригородах. Сделаем эту оценку за период после Великой Октябрьской Социалистической Революции, когда началось мощное развитие промышленности в Ленинграде По расчетам М. И. Чернавской (ИГ АН СССР) разность среднегодовой температуры в Ленинграде и на метеорологической станции Лисий Нос с 1922 по 1980 г. росла со скоростью 0,012 °С/год, т. е. антропогенный рост температуры составил за этот период 0,7 °С.

Очень важно определить, каков антропогенный вклад в рост температуры Ленинграда после 1922 года. С этой целью весь ряд среднегодовой температуры аппроксимировался квадратическим трендом (рис. 3) и методом наименьших квадратов оценивался рост темпера-

туры за рассматриваемый 58-летний период. Он оказался равным 0,9 °С. Следовательно, по приведенным оценкам примерно на 80 % тренд среднегодовой температуры в Ленинграде обусловлен антропогенным влиянием.

Таблица 1

Характеристики выбросов аномалий температуры Ленинграда за период с 1752 по 1983 г.

№ п/п	Выбросы вверх				№ п/п	Выбросы вниз			
	Дата		i	m		Дата		i	m
	начала	конца				начала	конца		
1	II 1972	VIII 1973	18	48,4	1	II 1782	II 1783	12	42,1
2	IX 1974	VI 1975	9	37,3	2	IX 1941	VIII 1942	11	40,5
3	XI 1936	XII 1937	13	34,4	3	XI 1808	VIII 1809	9	36,6
4	X 1929	IX 1930	11	34,2	4	I 1862	I 1863	12	33,5
5	II 1826	II 1827	12	31,7	5	X 1876	XI 1877	13	33,4
6	XII 1960	VIII 1961	8	28,5	6	II 1810	XII 1810	10	33,3
7	VIII 1924	III 1925	7	26,6	7	XII 1892	X 1893	10	29,4
8	IX 1948	VI 1949	9	26,4	8	X 1788	V 1789	7	28,9
9	X 1821	V 1822	7	26,1	9	XII 1837	IX 1838	9	26,6
10	X 1889	VII 1890	9	24,3	10	XII 1799	X 1800	10	26,0
11	II 1757	X 1757	8	23,2	11	XI 1891	III 1820	4	26,0
12	XII 1909	VII 1910	7	22,4	12	IX 1798	VI 1799	9	25,3
13	VII 1934	V 1935	10	21,3	13	XII 1887	I 1889	13	25,1
14	I 1959	IX 1959	8	20,6	14	II 1856	XII 1856	10	24,3
15	II 1774	IX 1774	7	20,4	15	III 1902	I 1903	10	23,2
16	XI 1905	VIII 1906	9	20,4	16	IX 1812	II 1813	5	22,9
17	XI 1881	VI 1882	7	20,3	17	XII 1813	VI 1814	6	22,5
18	IX 1943	IV 1944	7	20,3	18	IX 1759	II 1760	5	21,7
19	II 1920	VI 1920	4	19,2	19	II 1845	VIII 1845	6	21,5
20	XI 1768	VII 1769	8	18,2	20	X 1880	IX 1881	11	21,2

Примечание. Выбросы ранжированы по мощности.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Будыко М. И., Винников К. Я. Глобальное потепление. – Метеорология и гидрология, 1976, № 7, с. 16–26.

2. Груза Г. В., Ранькова Э. Я. Структура и изменчивость наблюдаемого климата. Температура воздуха северного полушария. – Л.: Гидрометеоиздат, 1980. 72 с.

3. Козуто Н. А. К вопросу о влиянии антропогенного роста температуры воздуха в городах на термический режим северного полушария. – В кн. Доклады конференции молодых ученых и специалистов. Вопросы гидрологии суши. – Л.: Гидрометеоиздат, 1980, с. 94–100.

4. Кагаи Р. Л., Федорченко Е. И. О расчете статистических характеристик выбросов случайной функции. – Труды ГГО, 1970, вып. 268, с. 146–172.

5. Каган Р. Л., Федорченко Е. И. Расчет характеристик выбросов и временной структуры случайных последовательностей. – Труды ГГО, 1975, вып. 364, с. 66–76.

6. Климат Ленинграда / Под ред. Ц. А. Швер, Е. В. Алтыкиса и Л. С. Евтеевой. Л.: Гидрометеоиздат, 1982. 251 с.

7. Ландсберг Г. Е. Климат города / Под ред. А. С. Дубова. – Л.: Гидрометеоиздат, 1983. 240 с.

8. Ленинград. Историко-географический атлас. – М.: 1977. 119 с.

9. Матвеев Л. Т. Особенности метеорологического режима большого города. – Метеорология и гидрология, 1979, № 5, с. 22–27.

10. Мещерская А. В. Анализ многолетних связей гидротермических коэффициентов с урожайностью зерновых. – Изв. АН СССР, сер. геогр. 1981, № 3, с. 60–70.

11. Покровская Т. В. Климат Ленинграда. – Л.: Гидрометеоиздат, 1957. 114 с.

12. Покровская Т. В., Бычкова А. Т. Климат Ленинграда и его окрестностей. – Л.: Гидрометеоиздат, 1967. 198 с.

13. Поляк И. И. Оценивание линейного тренда временных метеорологических рядов. – Труды ГГО, 1975, вып. 364, с. 51–55.

14. Поляк И. И. Методы анализа случайных процессов и полей в климатологии. – Л.: Гидрометеоиздат, 1979. 254 с.

15. Тихонов В. И. Выбросы случайных процессов. – М.: Наука, 1970. 391 с.

16. Dettwiller J. Jncidence possible de l'activite industrielle sur les precipitations a Paris. – in: Urban climates. WMO Jech. Note, 1970, N 108, p. 361–362.

Ю. В. Житорчук, Л. Е. Страшненко

К ВОПРОСУ ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ ДОЛГОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ ПОГОДЫ ДЛЯ ОПТИМИЗАЦИИ СРОКОВ СЕВА ЯРОВОЙ ПШЕНИЦЫ В СЕВЕРНОМ КАЗАХСТАНЕ

В условиях интенсификации сельского хозяйства все большее значение приобретают вопросы прогнозирования погоды предстоящего сельскохозяйственного сезона и планирования на этой основе экономически оптимальных хозяйственных решений, направленных на предотвращение ущерба, наносимого неблагоприятными метеорологическими условиями. В этом случае необходимость прогнозирования вызвана

тем обстоятельством, что будущее развитие метеопроцессов нам не известно, но тем не менее оно в большой мере определяет экономическую эффективность принимаемых хозяйственных решений. Потенциальная применимость долгосрочных прогнозов погоды в сельском хозяйстве довольно обширна, поскольку эффективность большинства технологических процессов (стратегий потребителя) в значительной мере определяется не только текущим, но и будущим состоянием почвы и погоды.

Для практического использования прогнозов погоды требуется разработка численных моделей, описывающих зависимость урожайности сельскохозяйственной культуры y от погодных условий $\theta = \{\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_n\}$ и стратегии потребителя S:

$$y = f(\theta, S). \qquad (1)$$

Модель урожай—погода—агротехника при наличии прогнозов погоды, в принципе позволяет получить такое агротехническое решение, при котором можно ожидать наибольшую урожайность сельскохозяйственных культур. Естественно, что экономическая эффективность такого решения в большой степени зависит от оправдываемости используемых при этом прогнозов. Следовательно, мы имеем дело с проблемой принятия решений в условиях неопределенности. Задачей прогнозирования в этом случае является уменьшение степени неопределенности, связанной с будущей погодой.

Степень неопределенности прогноза в общем случае может быть описана при помощи $P(\xi_n)$ — распределения плотности вероятности $\xi_{ni} = \theta_i - \hat{\theta}_i$ — ошибок прогноза метеовеличины θ_i. При отсутствии же прогностической информации неопределенность будущих значений метеовеличины описывается $P(\xi_k)$ — плотностью вероятности $\xi_{ki} = \theta_i - \bar{\theta}$ — ошибок климатического прогноза, в качестве которого обычно используется значение $\bar{\theta}$ — многолетней нормы метеовеличины.

Для численного выражения степени уменьшения неопределенности, происходящей при использовании прогностической информации, служат оценки оправдываемости прогнозов. Эти оценки отражают прежде всего методическую эффективность прогнозов, которая, однако, неоднозначно связана с их экономической эффективностью.

В настоящее время существует довольно большое количество разнообразных способов оценок. Наиболее распространенными являются показатели успешности

$$\theta = \frac{\overline{(\theta - \hat{\theta})^2}}{\overline{(\theta - \bar{\theta})^2}}, \qquad (2)$$

$$\rho = \frac{\operatorname{sign}(\theta - \bar{\theta})\ \operatorname{sign}(\hat{\theta} - \bar{\theta})}{\left[\operatorname{sign}(\theta - \bar{\theta})\ \operatorname{sign}(\hat{\theta} - \bar{\theta})\right]^2}, \qquad (3)$$

где

$$\operatorname{sign}(x) = \begin{cases} 1 \text{ при } x > 0, \\ 0 \text{ при } x = 0, \\ -1 \text{ при } x < 0. \end{cases}$$

Показатель s связан с оправдываемостью прогноза знака аномалии:

$$P = (\rho + 1)\ 50\ \%, \qquad (4)$$

а в случае нормального распределения θ также и с коэффициентом корреляции между фактическими и прогностическими значениями метеовеличин:

$$R = \sin\left(\frac{\pi}{2}\rho\right). \qquad (5)$$

Отметим, что оправдываемость современных долгосрочных прогнозов довольно низка и в среднем по ρ составляет от 0,1 до 0,3 /1/. Соответственно, коэффициент корреляции между фактическими и прогностическими значениями метеовеличин, оцененный по формуле (5), находится в пределах от 0,16 до 0,45. Такие прогнозы в случае отсутствия методики их экономически оптимального использования довольно часто могут являться причиной экономических потерь, и для их практического использования необходимо знать не только текст прогноза, но и среднюю оправдываемость соответствующей методики.

Разработка методов планирования экономически оптимальных решений на основе долгосрочных прогнозов погоды находится в начальной стадии и для дальнейшего развития этого перспективного направления требуются совместные усилия специалистов по сельскому хозяйству, метеорологов и агрометеорологов. Отметим также, что при существующем уровне оправдываемости долгосрочных прогнозов до потребителя целесообразно доводить не сами тексты прогноза погоды, а полученные на их основе оптимальные рекомендации по изменению тех или иных технологических процессов.

Иными словами, при имеющей место степени неопределенности сведений о будущей погоде потребителю важнее знать не столько, какая прогнозируется погода, сколько, что ему необходимо предпринять для того, чтобы получить наибольший урожай.

Рассмотрим, например, каким образом на основе долгосрочных прогнозов погоды можно выбрать оптимальные сроки сева яровой пшеницы в Северном Казахстане.

Урожайность яровой пшеницы существенным образом зависит от увлажненности почвы в критический момент развития растений (выход в трубку — колошение), поэтому сев пшеницы целесообразно проводить таким образом, чтобы этот период приходился бы на максимум атмосферных осадков. Средний многолетний максимум осадков в Северном Казахстане приходится на июль месяц /2/, в результате этого растения, сев которых проведен в ранние сроки, в критический момент развития страдают от весенних засух и неэффективно используют осадки второй половины лета.

Таким образом, в рассматриваемом примере фактором, определяющим оптимальный срок сева, является величина сдвига максимума осадков относительно его среднего климатического положения. Так, например, увеличение июньских осадков способствует увеличению эффективности более ранних сроков сева, и наоборот, при уменьшении июньских осадков целесообразно ориентироваться на климатически оптимальные сроки сева.

Рассмотрим теперь математическую постановку задачи оптимизации срока сева яровой пшеницы. Как уже говорилось выше, для решения такой задачи необходимо построить модель, описывающую зависимость y — урожайности пшеницы от t — срока сева и θ — состояния погоды, т. е.

$$y = f(t, \theta) . \qquad (6)$$

Поскольку на урожайность яровой пшеницы оказывают влияние существенно большее количество факторов, чем на величину T — оптимальный срок сева, то модель вида (1) целесообразно представить в виде двух уравнений, разделив влияние погодного и агротехнического факторов:

$$T = f_1(\theta) , \qquad (7)$$

$$u(\tau) = u(T - t) = \frac{y(t)}{\overline{y(T)}} = f_2(T - t) . \qquad (8)$$

Первое уравнение описывает зависимость оптимальной даты сева от погодных условий; второе — зависимость относительных потерь урожайности, возникающих за счет разности оптимальной и фактической дат сева. Нетрудно видеть, что (8) представляет из себя не что иное, как функцию потерь, и показывает во сколько раз уменьшится по отношению к максимально возможной урожайности пшеницы, сев кото-

рой проведен в сроки, отличные от оптимальных.

Рассмотрим методику расчета параметров уравнений (7) и (8). Для проведения таких расчетов были использованы данные об урожайности яровой пшеницы „Саратовская–29" в Целиноградской области за период 1961–1970 гг. /3/. В течение этого периода на опытных участках ежегодно производился сев яровой пшеницы в девять сроков с 26 апреля по 5 июня.

Для каждого из десяти лет определялось фактическое значение оптимальной даты сева, соответствующее наибольшей урожайности, наблюдавшейся в рассматриваемом году.

Как уже указывалось выше, из качественных соображений следует, что оптимальная дата сева яровой пшеницы должна быть тесно связана с суммой июньских осадков. Расчет коэффициента корреляции между рядами оптимальных дат сева и x_i – суммой июньских осадков полностью подтвердил эту гипотезу; величина этого коэффициента корреляции оказалась равной $R\{T, x\} = -0{,}79$.

На этом основании уравнение (7) было представлено в следующем виде:

$$T_i - \widetilde{T} = A + Bx_i, \qquad (9)$$

где A и B – коэффициенты регресии, определяемые при помощи метода наименьших квадратов; $\widetilde{T}$ – климатически оптимальная дата сева,

$$B = \frac{\sigma_T}{\sigma_x} R\{T, x\} = \frac{10 \text{ сут}}{21 \text{ мм}} (-0{,}79) \approx -0{,}38 \frac{\text{сут}}{\text{мм}}, \qquad (10)$$

$$A = -B\bar{x} = 0{,}38 \frac{\text{сут}}{\text{мм}} \; 38 \text{ мм} \approx 14{,}4 \text{ сут} \qquad (11)$$

В формулах (10), (11) использованы общепринятые обозначения: σ_T и σ_x – средние квадратические отклонения соответственно рядов оптимальных дат сева и сумм июньских осадков; $\bar{x}$ – среднее многолетнее значение суммы июньских осадков.

Уравнение (9) с коэффициентами (10) и (11) получено для конкретного сорта яровой пшеницы в условиях Целиноградской области. Однако, поскольку данные многолетних экспериментов по определению оптимальных сроков сева достаточно уникальны, то для распространения полученных выводов на другие сорта пшеницы и соседние области приходится делать ряд допущений.

Во-первых, это касается гипотезы о пространственной однородности корреляционных связей между рядами оптимальных дат и сумм июньских осадков, согласно которой считается, что для сравнительно близких по климатическим условиям районам $R\{T, x\} = \text{const}$.

Во-вторых, значение $R\{T, x\}$ предполагается независимым от сорта яровой пшеницы.

В-третьих, величина $(\sigma_T - \sigma_{Ti})$ считается пропорциональной разности средних квадратических отклонений сумм осадков в Целиноградской и j-й анализируемой области. С учетом (9) эта гипотеза может быть записана в следующем виде:

$$\sigma_{Tj} \approx \sigma_T - B(\sigma_x - \sigma_{xj}). \qquad (12)$$

В качестве обоснования первых двух гипотез отметим, что значение коэффициента корреляции $R\{T, x\}$ рассчитано по выборке, содержащей всего десять членов. Следовательно, величина статистической погрешности $R\{T, x\}$ довольно велика и, по-видимому, сравнима с ожидаемыми различиями соответствующих коэффициентов корреляции.

С учетом сделанных замечаний в табл. 1 приведены значения циентов A_j и B_j, рассчитанных для ряда областей Северного Казахстана.

Таблица 1

Значения статистических параметров уравнения (19) для некоторых областей Северного Казахстана

Область	$\bar{x}_i$	σ_{xi}	σ_{Ti}	A_i	B_i
1. Кустанайская	37	22	10	13,0	–0,4
2. Сев. Казахстанская	47	26	9	14,5	–0,3
3. Кокчетавская	46	22	10	16,5	–0,4
4. Павлодарская	37	20	11	14,6	–0,4
5. Карагандинская	35	22	10	12,9	–0,4
6. Семипалатинская	31	17	12	14,9	–0,5
7. Целиноградская	38	21	10	14,3	–0,4

Для практического использования этих данных необходимо также иметь значения климатически оптимальных сроков сева тех или иных сортов яровой пшеницы в соответствующих областях.

Рассмотрим теперь вопрос о потенциальной экономической эффективности оптимизации сроков сева яровой пшеницы при использовании долгосрочных прогнозов погоды.

Для получения такой оценки прежде всего необходимо в явном виде получить функцию потерь (8). Предварительный анализ зависимости урожайности пшеницы от сдвига момента сева относительно его оптимального значения в рассматриваемом году показал, что зависимость несимметрична и с достаточной степенью точности может быть аппрок-

симирована соответственно для положительных и отрицательных значений сдвига $\tau_i = T_i - t_{ik}$ двумя параболами.

Поскольку функцию потерь удобно представить в безразмерном виде, то значения урожайности нормировались на значения, соответствующие оптимальному сроку сева:

$$u(T_i - t_{ik}) = \frac{y_i(t_k)}{y_i(T)} \quad . \tag{13}$$

Далее совокупность значений $y_i(\tau)$ разбивалась на два подмножества: первое подмножество объемом n_1 соответствовало отрицательным, а второе объемом n_2 положительным значениям τ. Для каждого из этих подмножеств зависимость $u(\tau)$ аппроксимировалась полиномом второй степени:

$$u(\tau) = a_0 + a_1\tau + a_2\tau^2. \tag{14}$$

Коэффициенты полинома a_0, a_1, a_2 вычислялись при помощи метода наименьших квадратов:

$$a_1 = \frac{\sigma_u}{\sigma_\tau}\left[\frac{R\{u,\tau\} - R\{u,\tau^2\}R\{\tau,\tau^2\}}{1 - R^2\{\tau,\tau^2\}}\right], \tag{15}$$

$$a_2 = \frac{\sigma_u}{\sigma\tau^2}\left[\frac{R\{u,\tau^2\} - R\{u,\tau\}R\{\tau,\tau^2\}}{1 - R^2\{\tau,\tau^2\}}\right], \tag{16}$$

$$a_0 = \bar{u} - a_1\bar{\tau} - a_2\bar{\tau}^2. \tag{17}$$

В результате проделанных расчетов была получена следующая оценка функции потерь:

$$u(\tau) = u(T - t) = \begin{cases} 1 + 2{,}5\cdot 10^{-2}\tau + 0{,}2\cdot 10^{-3}\tau^2, & \tau \leqslant 0, \\ 1 - 2{,}1\cdot 10^{-2}\tau + 0{,}4\cdot 10^{-3}\tau^2, & \tau > 0. \end{cases} \tag{18}$$

До сих пор мы использовали случай статистических связей оптимальных сроков сева с фактическими значениями сумм осадков, однако практически принятие соответствующих решений возможно лишь на основе долгосрочного прогноза осадков. В этом случае уравнение (9) изменится и будет иметь следующий вид:

$$\hat{T}_{ij} - \hat{T}_j = A_j + B_j\hat{x}_{ij}. \tag{19}$$

Здесь $\hat{x}_{ij}$ — прогностическое значение суммы июньских осадков в i-ом году для j-й области. Естественно, что эффективность решений вида (19) в значительной степени определяется статистическими свойствами используемых прогнозов, и прежде всего такими характеристиками, как $R\{x,\hat{x}\}$ — коэффициентом корреляции между прогностическими и фактическими значениями сумм осадков и $K_0^2 = \sigma^2\hat{x}/\sigma^2 x$ относительной дисперсией прогнозов. Между двумя этими характеристиками прогнозов нет однозначной связи. Если $R\{x,\hat{x}\}$ полностью определяется тем методом прогноза, который использует потребитель, то величина относительной дисперсии в силу целого ряда причин бывает достаточно произвольной.

Для того чтобы исключить вносимую при этом в принимаемое решение неопределенность, целесообразно представлять потребителю текст прогноза в стандартном виде. Такая стандартизация может быть осуществлена различными путями, например путем приведения дисперсии прогноза к дисперсии фактических значений прогнозируемой метеовеличины:

$$\hat{\hat{x}}_{ij} = \bar{x}_j + \frac{1}{K_0}(\hat{x}_{ij} - \bar{x}_j). \qquad (20)$$

Естественно, что в прогнозах $\hat{\hat{x}}_{ij}$ будут присутствовать значения крупных аномалий метеовеличины. По-видимому, не может быть двух мнений в вопросе, нужны ли народному хозяйству долгосрочные прогнозы крупных аномалий погоды. Однако гораздо менее очевиден ответ на вопрос: целесообразно ли с экономической точки зрения использование таких прогнозов при их нынешнем сравнительно невысоком уровне оправдываемости?

Из анализа функций потерь можно установить оптимальные действия потребителя, которые он должен предпринять при возникновении крупной положительной ($\theta \approx \theta_{max}$) или отрицательной ($\theta \approx \theta_{min}$) аномалии погоды. Обозначим соответствующие стратегии через $S_{max} = S(\theta_{max})$ и $S_{min} = S(\theta_{min})$. Кроме того, будем считать, что у потребителя существует климатически оптимальная стратегия $S_{кл}$. Нетрудно показать, что с точки зрения погодных условий стратегия потребителя может изменяться в интервале $S_{min} < S_{кл} < S_{max}$. Значения стратегий, близкие к S_{max}, S_{min}, назовем крупными аномалиями стратегии потребителя, а в качестве показателя аномальности используем следующий индекс:

$$A_n = \frac{\overline{(S_{пр} - S_{кл})^2}}{\overline{(S_ф - S_{кл})^2}}, \qquad (21)$$

где $S_ф$ и $S_{пр}$ — фактическое и прогностическое значение оптимальной стратегии.

Теперь интересующий нас вопрос может быть переформулирован следующим образом: целесообразно ли рекомендовать потребителю на основе долгосрочных прогнозов крупных аномалий предпринимать существенно аномальные стратегии? Или в еще более общем виде: как зависит оптимальное значение индекса аномальности стратегии потребителя от оправдываемости прогноза?

Нетрудно показать, если прогнозы обладают нулевой оправдываемостью, то любые отклонения от климатически оптимальной стратегии приведут потребителя лишь к ущербу, т. е. $A_п = 0$. В то же время, когда прогнозы абсолютно точны, то потребителю целесообразно использовать стратегию полного доверия прогнозам и в этом случае величина индекса $A_п = 1$ будет максимальной.

Следовательно, можно ожидать, что оптимальная степень аномальности стратегии потребителя является монотонно возрастающей функцией оправдываемости прогнозов.

В качестве характеристики экономической эффективности использовалась средняя величина потерь, определяемая как

$$E = \overline{u(T_ф, T_{пр})} . \qquad (22)$$

Исследовалась зависимость эффективности принимаемых решений от индекса аномальности стратегий потребителя при различных уровнях оправдываемости прогнозов (рис. 1), при этом степень аномальности прогнозов изменялась путем введения множителя K, значение которого варьировалось от нуля до единицы:

$$\hat{\hat{T}}_{ij}(к) = \tilde{T} + A_j + B_j K \frac{\sigma x}{\sigma x} \hat{x}_{ij} . \qquad (23)$$

Отметим, что значение $E = 0{,}79$, полученное при $K = 0$, соответствует эффективности климатически оптимальных решений. Характерной особенностью большинства графиков $E(K)$ при фиксированном значении оправдываемости является наличие максимума, соответствующего оптимальному значению $K_{опт}$. Дальнейшее увеличение степени аномальности приводит к существенному снижению потенциального экономического эффекта.

Зависимость величины $K_{опт}$ от оправдываемости прогнозов, представленная на рис. 2, с большой степенью точности свидетельствует о равенстве $K_{опт} \approx R\{x, \hat{x}\}$. С учетом этого результата прогностически оптимальные значения срока сева (23) могут быть определены как

$$T_{ijanm} = \tilde{T} + A_i + B_j R\{x, \hat{x}\} \frac{\sigma x}{\sigma \hat{x}} \hat{x}_{ij} . \qquad (24)$$

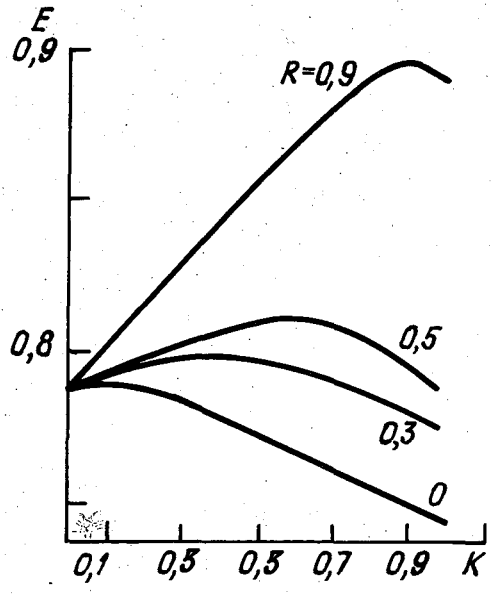


Рис. 1. Зависимость средней величины потерь E от степени аномальности прогнозов K для различных уровней оправдываемости прогнозов R.

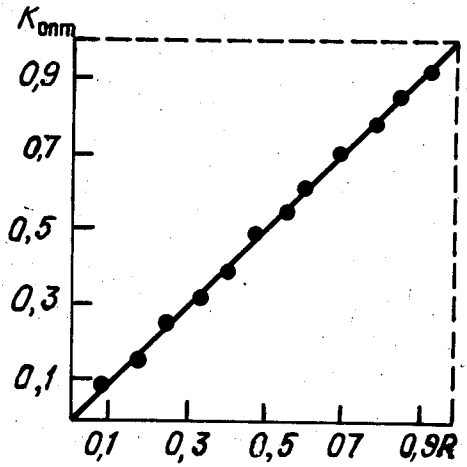


Рис. 2. Зависимость оптимальной аномальности прогнозов $K_{опт}$ от оправдываемости прогнозов R.

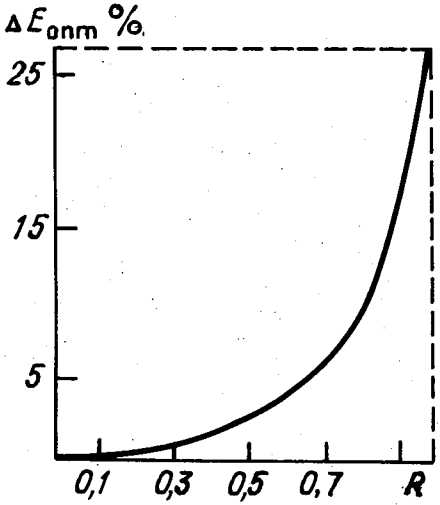


Рис. 3. Зависимость прибавки урожая $\Delta E_{опт}$ (%) от оправдываемости прогнозов R.

Потенциальный экономический эффект $\Delta E_{опт}$ от оптимизации сроков сева на основе прогностической информации, выраженный в процентах увеличения урожайности яровой пшеницы по отношению к урожайности, соответствующей климатически оптимальной стратегии, как функция оправдываемости прогнозов (рис. 3), изменяется в пределах от нуля до 26,5 %.

Таким образом, за счет правильного выбора сроков сева яровой пшеницы можно повысить ее урожайность на 25 % . Однако при значениях оправдываемости, характерной для современных схем долгосрочного прогноза погоды, потенциальное увеличение урожайности существенно ниже и находится в пределах от 0,3 до 2 %.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Покровская Т. В. 1979. О некоторых итогах долгосрочных прогнозов погоды. – Труды ГГО, вып. 428, с. 75–85.

2. Федосеев А. П. 1979. Агротехника и погода. Л.: Гидрометеоиздат, 240 с.

3. Карпенко М. Земледелие, 1971, вып. 4. с. 46.

Блажевич В. Г., Белянкина И. Г.

ФИЗИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ ПРОГНОЗ ТЕМПЕРАТУРЫ И ОСАДКОВ НА ВЕСЕННЕ–ЛЕТНИЙ ПЕРИОД ПО ПРЕДИКТОРАМ БОЛЬШОЙ ЗАБЛАГОВРЕМЕННОСТИ

В настоящее время в оперативную практику внедрен ряд методов сверхдолгосрочных прогнозов с заблаговременностью от нескольких месяцев до одного-двух лет /1, 2, 3, 10/. Оправдываемость этих прогнозов находится примерно на одном уровне с оправдываемостью долгосрочных прогнозов. Это способствует развитию работ, направленных на увеличение заблаговременности прогнозов.

Многолетние (80–90 лет) архивы предикторов, используемых в физико-статистическом методе /6, 11/, позволили выполнить оценку обеспеченности сверхдолгосрочных метеорологических прогнозов на большом статистическом материале.

С учетом повышенной информативности длиннорядных предикторов /5, 9/ из указанного архива было отобрано 190 предикторов, данные по которым имелись с 1891 г.

Эти предикторы характеризуют крупномасштабные особенности полей наземного среднемесячного давления 3 секторов северного полушария (108 предикторов) и средней месячной температуры северного полушария (36 предикторов). В этот архив были также выключены повторяемость за месяц числа дней с формами циркуляции E и W по Вангенгейму (24 предиктора), планетарный индекс Кр (15 предикторов) за

каждый месяц и осредненный по трехмесячным интервалам (апрель—июнь, июль—сентябрь, октябрь—декабрь), а также среднемесячный общий индекс зональности Атлантико—Европейского сектора с октября по апрель (7 предикторов).

Предиктантами являются первые два коэффициента разложения по естественным ортогональным функциям (е. о. ф.) средней месячной температуры и месячных сумм осадков за апрель—июль в основных сельскохозяйственных районах ЕТС, Северного Казахстана и Западной Сибири.

Для сверхдолгосрочного прогноза с заблаговременностью от одного до семи лет на материалах независимых прогнозов температуры и осадков за 10 лет была выполнена оценка информативности /4, 13/ указанных выше предикторов, которая позволяет сделать вывод об отсутствии монотонного уменьшения успешности прогнозов с ростом их заблаговременности.

На основе указанных статистических экспериментов были выделены наиболее информативные группы предикторов и сделана попытка дать прогноз температуры и осадков для основных сельскохозяйственных районов физико-статистическим методом.

В архив были включены следующие предикторы (355 предикторов):

1) планетарный индекс Кр (2, 5, 6 и 7-летняя заблаговременность);

2) наземное среднемесячное давление II сектора (7-летняя заблаговременность);

3) повторяемость за месяц числа дней с формой циркуляции Е по Вангенгейму (5-летняя заблаговременность);

4) повторяемость за месяц числа дней с формой циркуляции по Вангенгейму (5 и 7-летняя заблаговременность);

5) приземное среднемесячное давление I сектора (2 и 6-летняя заблаговременность);

6) приземное среднемесячное давление III сектора (1, 4 и 6-летняя заблаговременность);

7) средняя месячная температура северного полушария (2-летняя заблаговременность);

8) среднемесячный общий индекс зональности Атлантико-Европейского сектора (2-летняя заблаговременность).

При отборе значимых связей между предикторами и предиктантами учитывалась величина коэффициента корреляции, информативность корреляционного графика в целом и его отдельных частей, взаимосвязанность предикторов /12/.

На независимом материале были даны прогнозы температуры и осадков на 1980—1982 гг. (назовем их методическими). Кроме того, на 1982 и 1983 годы составлены оперативные прогнозы.

На основе методических прогнозов температуры и осадков на 1980—1982 гг. была проверена информативность указанных групп предикторов. Критерием информативности являлся процент оправдавшихся

прогнозов знака предиктантов (коэффициентов разложения по е. о. ф.) при решении одночленного уравнения регрессии. Вполне определенных выводов в отношении большей информативности той или иной группы предикторов получено не было.

Подтверждены выводы о неустойчивости прогностических связей /8, 13/.

В зависимости от согласованности (по знаку) прогностических указаний различных предикторов все прогнозы априорно разделялись на высоко-, низко- и среднеобеспеченные. При высокой априорной обеспеченности прогнозов их фактическая оправдываемость на независимом материале в большинстве случаев выше.

При анализе успешности прогнозов осадков и температуры авторы руководствовались Наставлением по службе прогнозов /7/. В табл. 1 приведены оценки методических прогнозов осадков и температуры за 1980—1982 гг. Прогнозы средней месячной температуры оценивались с помощью показателя **P** — доли оправдавшихся прогнозов при разбиении прогностических и фактических аномалий температуры на три градации. Прогнозы месячных сумм осадков оценивались также по трем градациям в соответствии с новым Наставлением /7/.

Таблица 1

Оправдываемость P (%) методических прогнозов осадков и температуры за апрель—июль с большой заблаговременностью

Год	ЕТС					Казахстан и Западная Сибирь				
	IV	V	VI	VII	Среднее	IV	V	VI	VII	Среднее
				Осадки						
1980	60,0	68,6	54,3	60,0	60,7	71,4	61,4	52,9	50,0	57,2
1981	61,4	52,9	65,7	67,1	61,8	71,4	68,6	55,7	61,4	64,3
1982	85,7	58,6	31,4	71,4	61,8	57,1	65,7	61,4	64,3	62,1
				Температура						
1980	72,1	29,3	80,7	67,1	62,0	73,6	65,7	68,6	72,1	70,0
1981	9,3	47,9	70,0	39,3	41,6	49,3	40,7	42,1	54,3	46,6
1982	58,6	77,9	35,7	74,3	61,6	93,6	64,3	44,3	87,9	72,5

Средняя оправдываемость прогнозов осадков по ЕТС 61,4 %. Чаще других прогнозируется норма. Но были прогнозы, например, на май 1980 г. и апрель 1982 г., когда удачно предсказывались условия повышенного увлажнения. По Казахстану и Западной Сибири оценки незначи-

тельно колеблются около среднего уровня, который равен 61,2 %. Что касается прогноза температуры, то здесь крайне плохо был дан прогноз на 1981 г. По ЕТС были неудачно предсказаны в апреле и июле первый коэффициент разложения (a_1) по е. о. ф. и в мае — аномально большая отрицательная величина a_2. В Казахстане и Западной Сибири низкая оправдываемость температуры в апреле и мае была связана с малой обеспеченностью и, следовательно, неудачным прогнозом a_2, хотя первый коэффициент был предсказан вполне удовлетворительно. В июне и июле прогноз как первого, так и второго коэффициентов по знаку оправдался. Но фактические значения a_1 в июне и a_2 в июле были аномально большими ($1{,}4\sigma$ и $-1{,}7\sigma$), следствием чего явилась низкая оправдываемость прогнозов на эти месяцы.

Оперативные прогнозы на 1983 год составлялись с использованием указанных выше 8 групп предикторов, а на 1982 г. — по более ограниченному материалу. Оперативные прогнозы осадков на 1982 и 1983 гг. (табл. 2) оправдались лучше, чем методические. То же самое можно отметить и в отношении прогнозов средней месячной температуры.

Таблица 2

Оправдываемость Р (%) оперативных прогнозов осадков и температуры

Год	ЕТС					Казахстан и Западная Сибирь				
	IV	V	VI	VII	Среднее	IV	V	VI	VII	Среднее
				Осадки						
1982	64,3	54,3	68,6	71,4	64,7	72,9.	68,6	54,3	62,9	64,6
1983	57,1	68,6	80,0	80,0	71,4	50,0	65,7	70,0	70,0	63,9
				Температура						
1982	64,3	73,6	35,7	74,3	62,0	87,1	44,3	85,7	61,4	69,6
1983	72,1	37,1	70,0	93,6	68,2	79,3	35,0	84,3	48,6	61,8

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Борисенков Е. П., Борисова Л. Е. Уточненная физико-статистическая схема сверхдолгосрочного прогноза средних месячных аномалий температуры воздуха для северного полушария. – Труды ГГО, 1981, вып. 443, с. 3–11.

2. Воробьева Е. В., Приемова Л. П. Информативность некоторых характеристик атмосферы для сверхдолгосрочного прогнозирования. – Труды ГГО, 1979, вып. 428, с. 102–110.

3. Дроздов О. А., Полозова Л. Г., Рубинштейн Е. С. Прогноз многолетнего хода температуры воздуха и осадков по территории СССР на 2–3 десятилетия. – В сб.: Климатология и сверхдолгосрочный прогноз. Л.: Гидрометеоиздат, 1977, с. 10–19.

4. Мещерская А. В., Блажевич В. Г. К оценке некоторых методических положений физико-статистического метода. – Труды ГГО, 1975, вып. 329, с. 54–65.

5. Мещерская А. В., Голод М. П. Статистический эксперимент по проверке целесообразности учета трех форм циркуляции Г. Я. Вангенгейма в физико-статистических долгосрочных прогнозах осадков и температуры. – Труды ГГО, 1981, вып. 446, с. 24–33.

6. Мещерская А. В., Леднева К. В., Блажевич В. Г. Характеристика дополнительной гидрометеорологической информации, используемой в физико-статистическом прогнозе. – Труды ГГО, 1975, вып. 353, с. 115–122.

7. Наставление по службе прогнозов. Раздел 2. Служба метеорологических прогнозов. Часть VI. Терминология и оценка оправдываемости месячного и сезонного прогнозов погоды. – М.: Гидрометеоиздат, 1982. 24 с.

8. Юдин М. И., Блажевич В. Г. Оценка значимости предикторов на основе комплексного статистического испытания. – Труды ГГО, 1975, вып. 329, с. 41–53.

9. Юдин М. И., Блажевич В. Г., Голод М. П., Чувашина И. Е. Предварительные выводы об информативности прогностических соотношений. – Труды ГГО, 1981, вып. 446, с. 12–24.

10. Юдин М. И., Голод М. П. Применение теории статистических решений к сверхдолгосрочному прогнозу осадков. – Труды ГГО, 1975, вып. 329, с. 74–80.

11. Юдин М. И., Мещерская А. В., Блажевич В. Г. Характеристика гидрометеорологической информации, использованной при долгосрочном физико-статистическом прогнозе температуры и осадков для районов недостаточного увлажнения. – Труды ГГО, 1969, вып. 236, с. 45–63.

12. Юдин М. И., Мещерская А. В. Комплексный физико-статистический метод прогноза погоды большой заблаговременности. – Метеорология и гидрология, 1977, № 1, с. 3–12.

13. Юдин М. И., Мещерская А. В. Некоторые оценки естественных составляющих как предикторов и предиктантов. – Труды ГГО, 1972, вып. 273, с. 3–15.

Маргасова В. Г.

К ОЦЕНКЕ ПРОГНОСТИЧЕСКИХ ВОЗМОЖНОСТЕЙ АВТОРЕГРЕССИОННОЙ МОДЕЛИ

Среди различных прогностических схем видное место занимают авторегрессионные модели. Внимание к ним возросло в связи с введением ряда усовершенствований. Так, за рубежом и в нашей стране

большое распространение получила предложенная Дженкинсом и Боксом ARIMA – процедура (Auto–Regressive Integrated Moving Average). или метод авторегрессиии скользящего среднего /2, 7,8, 10, 15, 16, 17/. Однако на большом фактическом материале успешность прогнозов по современным авторегрессионным моделям исследована недостаточно. Этой задаче и посвящена данная статья.

Для экспериментов была выбрана авторегрессионная модель Цветкова /9, 10/, следуя которому, изложим принципиальные положения модели. На рис. 1 представлена блок-схема последовательности операций по обработке на ЭВМ БЭСМ-6 исходных рядов с целью поиска и выделения периодических компонент. После центрирования исходного ряда (процедура CEN) вычисляется спектральная плотность, оценки которой для выборок в модели определяются методом максимальной энтропии (ММЭ). Идея метода заключается в экстраполяции (M + 1) оценок коэффициентов корреляции $r_0, r_1, r_2, \ldots, r_M$ дискретного ряда таким образом, чтобы энтропия соответствующая плотности вероятности с автокорреляционной матрицей R (M + 1), максимизировалась на каждом шагу экстраполяции. Спектр мощности с максимальной энтропией определяется выражением

$$P(f) = \frac{P_{M+1}}{f_N \left| 1 + \sum_{j=1}^{M} A_{M,j} \exp(-i2\pi f \Delta t) \right|^2}. \qquad (1)$$

Частота f ограничена интервалом Найквиста $-\frac{1}{2\Delta t} \leqslant f \leqslant \frac{1}{2\Delta t}$, где Δt – шаг следования членов ряда.

Коэффициенты $A_{M,j}$ и P_{M+1} в формуле (1) определяются при решении матричного уравнения

$$\begin{pmatrix} r_0 & r_1 \cdots r_M \\ r_1 & r_0 \cdots r_{M-1} \\ \cdots & \cdots \\ r_M & r_{M-1} \cdots r_0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ A_{M,1} \\ \cdots \\ A_{M,M} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} P_{M+1} \\ 0 \\ \cdots \\ 0 \end{pmatrix} \qquad (2)$$

Уравнение (2) решается итеративным способом путем повышения ранга матрицы от M до M + 1, при этом не требуется вычислять коэффициенты автокорреляции r_k, так как коэффициенты $A_{M,j}$ и P_{M+1} определяются непосредственно по выборкам данных. Спектр линейного процесса авторегрессии имеет вид

$$S(f) = \frac{2\sigma_A^2}{\left| 1 - \sum_{j=1}^{M} A_j \exp(-i2\pi f j) \right|^2}, \qquad (3)$$

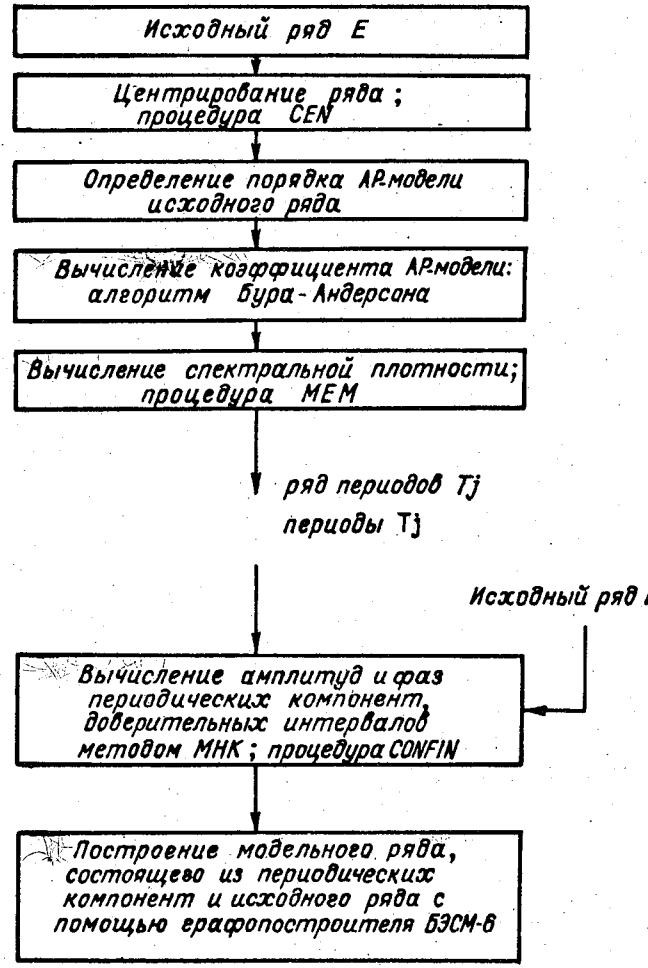

Исходный ряд E
Центрирование ряда ; процедура CEN
Опревеление порядка АР-модели исходного ряда
Вычисление коэффициента АР-модели: алгоритм бура - Андерсона
Вычисление спектральной плотности; процедура MEM
ряд периодов Tj
периоды Tj
Исходный ряд E
Вычисление амплитуд и фаз периодических компонент, доверительных интервалов методом МНК ; процедура CONFIN
Построение модельного ряда, состоящего из периодических компонент и исходного ряда с помощью графопостроителя БЭСМ-6

Рис. 1.

где σ_A^2 – дисперсия белого шума A_t; A_j – коэффициенты авторегрессионной модели порядка M.

Прогностическая модель авторегрессии имеет вид

$$\hat{X}_t = \sum_{j=1}^{M} A_j X_{t-j} + A_t . \qquad (4)$$

В расчетах M задавалось равным половине длины ряда /10/. Выделение амплитуд и фаз периодических компонент из исходных рядов осуществлялось с помощью процедуры CONFIN /9/, основу которой составляет определение значений параметров методом наименьших квадратов и их вероятностной оценки, то есть получение доверительных интрвалов.

В качестве предиктантов в расчетах использовались основные объекты прогнозов, составляемых в ГГО физико-статистическим методом /13/. Это первый коэффициент (a_1) разложения по естественным ортогональным функциям (е. о. ф.) поля температуры (T) на ЕТС и АТС и поля осадков (R) на ЕТС за апрель, май, июнь, июль, а также первые два коэффициента (a_1 и a_2) разложения по е. о. ф. поля индекса засушливости (S) /4, 5/ за весенне-летние периоды на тех же территориях. Как показано Юдиным и Мещерской /14/, успешность прогноза a_1 определяет успешность прогноза всего поля предиктанта.

Прогнозы рассчитывались с переменной заблаговременностью в 1, 2, 3, 4 и 5 лет по длинным рядам данных за 74–93 года (ряды с 1891 г.). Дополнительно были выполнены расчеты по коротким рядам в 26–45 лет (ряды с 1939 г.) для a_1 поля T на ЕТС. Всего было получено по восьми предиктантам 2000 прогнозов.

Прогнозы a_1 и a_2 оценивались по знаку и величине. Оценка по знаку рассчитывалась по формуле

$$\rho = \frac{n_+ - n_-}{n_+ + n_-}, \qquad (5)$$

где n_+ – число оправдавшихся по знаку прогнозов, n_- – число неоправдавшихся по знаку прогнозов.

Оценки по ρ очень строги, но общеприняты, поэтому они рассматриваются здесь в качестве основных. Для случайных прогнозов $\rho = 0$. Для оценки прогнозов коэффициентов разложения предиктантов по величине использована методика, предложенная Юдиным /12/. Вводились две градации успешности прогнозов:

1) $D \leqslant M$ – оправдавшиеся прогнозы,

2) $D > M$ – неоправдавшиеся прогнозы.

Здесь D – квадрат разности прогностического (b^1) значения коэффициента разложения предиктанта за данный (n) год и фактического (b) его значения; $D = (b_n^1 - b_n)^2$, M – медианна ряда значений D_i: $D_i =$

$= (b_n - b_k)^2$ где k — все предшествующие годы ($k = 1, \ldots, n-1$) рассматриваемого ряда.

Оправдываемость P(%) прогнозов по величине рассчитывалась по формуле

$$P = \frac{n_+}{n_+ + n-}, \qquad (6)$$

где n_+ — число оправдавшихся по величине прогнозов, n_- — число неоправдавшихся по величине прогнозов.

Рассмотрим результаты расчетов. Для всех предиктантов отклонения оправдываемости прогнозов по величине при всех заблаговременностях и месяцах от средней статистически незначимы. Остановимся на успешности прогнозов коэффициентов разложения по знаку и величине в зависимости от заблаговременности (табл.1 и 3). Как видно из таблиц, средняя оправдываемость прогнозов (8 предиктантов) по авторегрессионной модели и по знаку и по величине ($\rho = 0{,}05$, $P = 60\,\%$) не превышает средний уровень успешности статистических методов долгосрочных прогнозов, в том числе и физико-статистического ОДМ ГГО /1, 3, 6/. Если рассмотреть совокупность прогнозов a_1 по длинным рядам (5 предиктантов), то здесь средняя оправдываемость также невысока ($\rho = 0{,}06$; $P = 57\,\%$). Максимум оправдываемости при этом падает на заблаговременность 4 года ($\rho = 0{,}12$; $P = 59\%$), то есть с увеличением заблаговременности от одного года до пяти лет оправдываемость прогнозов a_1 по длинным рядам не уменьшается. Рассмотрим средние оценки прогнозов по предиктантам. Наиболее успешны по модели прогнозы a_1 ($\rho = 0{,}40$; $P = 59\%$) и a_2 ($\rho = 0{,}20$; $P = 80\,\%$) поля S на АТС. Средние оценки успешности прогнозов a_1 поля T и R на ЕТС (длинные ряды) невысоки и равны соответственно $\rho = 0{,}08$; $\rho = 0{,}10$ и $P = 62\,\%$; $P = 64\,\%$. Оценки прогнозов a_1 поля T на АТС, a_1 и a_2 поля S на ЕТС ниже уровня случайных прогнозов ($\rho < 0$). Сравнив оценки прогнозов a_1 поля T на ЕТС по длинным и коротким рядам, получаем, что и по знаку и по величине прогнозы по длинным рядам ($\rho = 0{,}08$; $P = 62\,\%$) успешнее, чем по коротким ($\rho = 0{,}03$; $P = 52\,\%$).

В табл. 2 и 4 представлены средние оценки первых коэффициентов разложения полей T и R (длинные ряды) по месяцам, где оценка за каждый месяц получена путем объединения оценок по всем интервалам заблаговременности. Наиболее успешны прогнозы a_1 весной в апреле месяце ($\rho = 0{,}10$; $P = 64\,\%$). Особенно четко выражен максимум у прогнозов a_1 поля T на ЕТС ($\rho = 0{,}22$; $P = 66\,\%$), что хорошо согласуется и с апрельским максимумом, полученным ранее Покровской /6/ при анализе многолетних рядов оценок долгосрочных прогнозов температуры, составленных разными авторами для отдельных регионов на территории СССР. Оценки по знаку с $\rho > 0{,}10$ отмечаются у прогнозов

Таблица 1

Средние оценки успешности (%) прогнозов по знаку (ρ) в зависимости от заблаговременности

Заблаго-временность, число лет	Длинные ряды									Короткие ряды (ЕТС)		
	a_1					Число прогнозов	Среднее	a_2 индекса S		a_1 T	Число прогнозов	Среднее
	ЕТС			АТС				ЕТС	АТС			
	T	R	S	T	S							
1	3	3	−30	−18	30	280	−2	−20	−10	8	400	−2
2	8	8	−20	−15	50	280	6	0	30	3	400	8
33	−3	3	0	−10	40	280	6	−20	20	−5	400	3
4	13	23	−10	3	30	280	12	−20	40	2	400	10
5	18	13	−40	0	60	280	10	−40	20	8	400	5
Среднее	8	10	−20	−8	40	1400	6	−20	20	3	2000	15

Таблтца 2

Средние оценки успешности (%) прогнозов по знаку (ρ) в зависимости от месяца

Месяц	a_1 (длинные ряды)				
	ЕТС		АТС	Число прогнозов	Среднее
	T	R	T		
Апрель	22	4	4	300	10
Май	−22	16	−18	300	−8
Июнь	14	6	−12	300	3
Июль	16	12	−4	300	8

Таблица 3

Средние оценки успешности прогнозов по величине (P) в зависимости от заблаговременности

Заблаго-временность, (в годах)	Длинные ряды											
	a_1							a_2 индекса S		a_1 T ETC (короткие ряды)		
	ETC			ATC		Число прогнозов	Среднее				Число прогнозов	Среднее
	T	R	S	T	S			ETC	ATC			
1	60	65	45	51	60	280	56	75	75	54	400	61
2	59	64	50	54	55	280	56	75	80	51	400	61
3	60	59	50	56	60	280	57	65	85	50	400	61
4	66	65	50	56	60	280	59	50	85	50	400	60
5	66	65	40	54	60	280	57	45	75	53	400	57
Среднее	62	64	47	54	59	1400	57	62	80	52	2000	60

Таблица 4

Средние оценки успешности прогнозов по величине (P) в зависимости от месяца

Месяц	a_1 (*длинные ряды*)				
	ETC		ATC	Число прогнозов	Среднее
	T	R	T		
Апрель	66	70	55	300	64
Май	52	63	49	300	55
Июнь	67	63	51	300	60
Июль	64	58	62	300	61

a_1 поля T в июне (P = 67 %), июле (P = 64 %) и a_1 поля R в мае (P = = 63 %), июле (P = 58 %). Минимальна оправдываемость прогнозов и по знаку и по величине в мае (ρ = –0,08; P = 55 %), при этом наиболее ярко майский минимум выражен в прогнозах a_1 полей T на ЕТС (ρ = = –0,22; P = 52 %) и АТС (ρ = –0,18; P = 49%). Это связано с сезонной перестройкой метеорологических полей в мае /11/. Поля температуры в этот переходный период статистически неоднородны. Это подтверждает второй максимум оправдываемости прогнозов a_1 в среднем месяце летнего сезона – июле (ρ = 0,08; P = 61 %).

Таким образом, анализ оценок успешности прогнозов первых коэффициентов разложения по е. о. ф. полей температуры, осадков, индекса засушливости на ЕТС и АТС по знаку и величине, выполненный по восьми предиктантам на материале 2000 прогнозов, во-первых, показывает, что в целом оправдываемость прогнозов по авторегрессионной модели (ρ = 0,05; P = 60 %) не превышает средний уровень успешности большинства статистических методов долгосрочных прогнозов. Во-вторых, в среднем и по знаку и по величине успешность прогнозов первых коэффициентов разложения по длинным рядам (5 предиктантов) с увеличением заблаговременности не уменьшается. Максимум оправдываемости прогнозов отмечается при заблаговременности 4 года (ρ = = 0,12; P = 59 %). В-третьих, наиболее успешны прогнозы по модели в апреле (ρ = 0,10; P = 64 %), что подтверждает обнаруженный рядом специалистов максимум успешности долгосрочных прогнозов температуры, приходящийся на апрель. В четвертых, уровень успешности прогнозов ряда предиктантов превышает средний уровень успешности долгосрочных прогнозов ($\rho > 0,10$; $P \geqslant 60$ %). Это относится к прогнозам по длинным рядам первых двух коэффициентов разложения поля индекса засушливости на АТС и первого коэффициента разложения поля температуры и осадков на ЕТС.

Положительные результаты, полученные по авторегрессионной модели Цветкова для ряда предиктантов на весенне-летний период, предлагается использовать при составлении долгосрочных прогнозов погоды по ЕТС и АТС с заблаговременностью 1–5 лет.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Аристов Н. А., Педь Д. А. Анализ успешности различных способов сезонных прогнозов погоды. – Труды Гидрометцентра, вып. 213, 1979, с. 3–14.

2. Кашьян Г. Л., Рао А. Р. Построение динамических стохастических моделей по экспериментальным данным. – М. : Наука, 1983. 382 с.

3. Мещерская А. В., Болдырева Н. А., Шапаева Н. Д. Средние областные запасы продуктивной влаги в почве и высота снежного покрова. Л., Гидрометеоиздат, 1982, с. 150–151.

4. Педь Д. А. О временных колебаниях атмосферной засушливости и избы-

точного увлажнения в мае–августе на Европейской территории СССР. – Труды Гидрометцентра, вып. 213, 1979, с. 82–103.

5. Педь Д. А. О показателе засухи и избыточного увлажнения. – Труды Гидрометцентра, 1975, вып. 156, с. 19–38.

6. Покровская Т. В. О некоторых итогах долгосрочных прогнозов погоды. – Труды ГГО, вып. 428, 1979, с. 75–86.

7. Полехин В. Б. Использование моделей авторегрессии – скользящего среднего в прогнозе температуры. – Труды ВНИИГМИ–МЦД, вып. 35, 1977, с. 22–25.

8. Соколов А. П. Построение модели авторегрессии скользящего среднего для стационарного временного ряда. – Труды ГГО, вып. 437, 1981, с. 21–26.

9. Цветков А. В. Оценка параметров с помощью доверительных интервалов / Аннотированный перечень новых поступлений в ОФАП Госкомгидромета. – Обнинск, 1979, вып. 4, с. 6.

10. Цветков А. В. Циклические процессы в атмосферном электрическом поле. – Метеорологические исследования, 1982, № 27, с. 49.

11. Чувашина И. Е. Корреляционный метод определения климатических сезонов. – Труды ГГО, вып. 367, 1976, с. 68–80.

12. Юдин М. И., Блажевич В. Г. Оценка значимости предикторов на основе комплексного статистического испытания. – Труды ГГО, вып. 329, 1975, с. 41–53.

13. Юдин М. И., Мещерская А. В. Комплексный физико-статистический метод прогноза погоды большой заблаговременности. – Метеорология и гидрология, 1977, № 1, с. 3–12.

14. Юдин М. И., Мещерская А. В. Некоторые оценки естественных составляющих как предикторов и предиктантов. – Труды ГГО, вып. 273, 1972, с. 3–15.

15. Katz Richard W., Skaggs Richard H. On the use of autoregressive–moving average processes to model meteorological time series. Mon. Weather Rev., 109, N 3, 1981, p. 479–484.

16. Steinberg L. An application of the ARIMA procedure to climate diagnostics and forecasting. WMO. 1980, p. 287–293.

17. Thor Jakobsson Long range forecasts by ARIMA–modes. Sas Vegas Fifth conference on probability and Statictics in atmocphere sciences November 15–18, 1977.

СОДЕРЖАНИЕ

Житорчук Ю. В. Основы теории статистического анализа непериодических сигналов на фоне интенсивных шумов. 3

И. Е. Чувашиина, М. И. Юдин. Исследование прямых и обратных связей между тепловым состоянием Северной Атлантики и некоторыми характеристиками атмосферных процессов северного полушария. 13

В. М. Мирвис, М. И. Юдин, Р. В. Климентова. Статистический анализ прямых и обратных связей между облачностью и тепловым состоянием океана в Северной Атлантике. 20

В. М. Мирвис, И. П. Гусева. Облачность над Северной Атлантикой по спутниковым и наземным данным. 29

И. Е. Чувашина, М. И. Юдин. О значимости коэффициентов разложения в ряды по сферическим функциям приземного давления при предвычислении температуры воздуха. 42

И. А. Саллъ, Е. Е. Сибир. О точности методов расчета средних суточных значений температуры воздуха, используемых в разных странах. 49

В. П. Тараканова, Е. И. Хлебникова. Статистический анализ полей геопотенциала и ветра поверхности 500 гПа в умеренных широтах. 58

Е. И. Хлебникова. О модифицированном методе оптимальной интерполяции для оценки климатической изменчивости метеорологических величин. 73

Л. П. Клягина, Е. И. Хлебникова. Об оценке систематической погрешности определения дисперсии поля ветра по данным в узлах регулярной сетки. 82

Л. П. Клягина, Е. И. Хлебникова. О влиянии интерполяции на искажение двухточечных характеристик изменчивости поля ветра. 91

А. В. Мещерская, В. Г. Блажевич, М. П. Голод, И. Г. Белянкина. Анализ тенденций увлажнения основной сельскохозяйственной зоны СССР за период инструментальных наблюдений 108

А. В. Мещерская, В. Г. Блажевич, М. П. Голод, И. Г. Белянкина. Многолетние колебания индекса засушливости в теплый период года в основной сельскохозяйственной зоне СССР. . 120

А. В. Мещерская, М. П. Голод. О колебаниях температуры воздуха в Ленинграде за 230 лет. 129

Ю. В. Житорчук, Л. Е. Страшенко. К вопросу об использовании долгосрочных прогнозов погоды для оптимизации сроков сева яровой пшеницы в Северном Казахстане. 139
В. Г. Блажевич, И. Г. Белянкина. Физико-статистический прогноз температуры и осадков на весенне-летний период по предикторам большой заблаговременности. 150
В. Г. Маргасова. К оценке прогностических возможностей авторегрессионой модели. 154

Сборник научных трудов
Труды ГГО, вып. 505

Применение статистических методов
в метеорологии

Редактор О. В. Лапина
Н/К

Подписано в печать 14.07.86. М–17138. Формат 60 x $84^1/16$. Бумага картографическая. Печать офсетная. Усл. печ. л. 10,23. Усл. кр.-отт. 10,46. Усл. уч.-изд. л. 10,18. Тираж 540 экз. Индекс МОЛ–24. Заказ 2416 Цена 70 коп. Заказное.

Гидрометеоиздат, 199053, Ленинград, 2-я линия, д. 23.

Московская типография № 9 Союзполиграфпрома при Государственном комитете СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли. 109033, Москва, Ж–33, ул. Волочаевская, д. 40.

УДК 551. 509

Основы теории статистического анализа непериодических сигналов на фоне интенсивных шумов. Житорчук Ю. В. Труды ГГО, 1986, вып. 505. с. 3–12.

В работе рассмотрены основные положения теории оптимального оценивания совокупности статистик. Показано, что при наличии совокупности одноименных статистик может быть получена дополнительная информация об отношении дисперсии сигнала к дисперсии шума. Рассматриваются методы повышения точности статистических оценок за счет привлечения к анализу этой дополнительной информации. Обсуждаются вопросы использования предложенных процедур для уточнения пространственно-временных особенностей статистических характеристик метеорологических величин.

Илл. 1. Библ. 4.

УДК 551. 463. 6

Исследование прямых и обратных связей между тепловым состоянием Северной Атлантики и некоторыми характеристиками атмосферных процессов северного полушария. Чувашина И. Е., Юдин М. И. Труды ГГО, 1986, вып. 505, с. 13–20.

Представлены результаты статистического анализа прямых и обратных связей между изменением энтальпии в Северной Атлантике и коэффициентами разложения полей приземного давления и аномалий температуры в северном полушарии.

Показано, что в системе океан–атмосфера существуют статистически значимые синхронные прямые и обратные связи, соответствующие автоколебательным процессам. Выделены также цепочки, в которых аномалия изменений теплового состояния Северной Атлантики является исходной в последовательности развития крупномасштабных атмосферных процессов.

Табл. 1. Илл. 2. Библ. 11.