

Государственный комитет СССР по гидрометеорологии

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

Выпуск 525

ПРИМЕНЕНИЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ
В МЕТЕОРОЛОГИИ

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



Ленинград Гидрометеоздат 1989

06
T78

.УДК 551. 509.

В сборнике рассматривается ряд методических вопросов, связанных с применением комплексного физико-статистического метода долгосрочных метеорологических прогнозов. Приводятся результаты оперативных прогнозов дат устойчивого весеннего перехода температуры воздуха через 0°C и $+5^{\circ}\text{C}$. Анализируются и обобщаются данные о временной и пространственной структуре метеорологических полей. Цикл статей посвящен изучению аномалий метеорологических полей методами теории выбросов.

Сборник предназначен для специалистов в области метеорологии и климатологии, аспирантов и студентов гидрометеорологических специальностей.

The publication deals with a number of problems involving the use of a complex physical and statistical technique for longrange meteorological forecasts. The results of routine forecasts are given for the dates of air temperature stable spring transition to the values higher than 0°C and $+5^{\circ}\text{C}$. The data on the time and space structure of meteorological fields are analyzed and generalized. Some papers study meteorological field anomalies using the outlier theory techniques.

The publication is meant for specialists in meteorology and climatology, post-graduates and students specializing in hydrometeorology.

799055

Ленинградский
Гидрометеорологический институт
БИБЛИОТЕКА
ш.д. 193106 Малосуктинский пр. 2/1

П 1850404000-145 28-88(2)
069(02)-89

ISBN 5-286-00204-8

© Главная геофизическая
обсерватория
им. А. И. Воейкова
(ГГО), 1989 г.

ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ ГРЕБНЕВОЙ РЕГРЕССИИ В ФИЗИКО-СТАТИСТИЧЕСКОМ МЕТОДЕ ДОЛГОСРОЧНЫХ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПРОГНОЗОВ

Классический метод множественной линейной регрессии является самым распространенным в метеорологии при составлении долгосрочных прогнозов погоды. Однако хорошо известны недостатки этого метода. Так, например, оценки прогнозов на зависимых материалах, как правило, выше по сравнению с независимыми. Это может быть следствием нескольких причин. Одна из них состоит в отборе корреляционных связей, превышающих по значениям заданный уровень (α). В физико-статистическом методе отдела динамической метеорологии ГГО /13/ используются те корреляционные связи, для которых $|Z/\sigma_Z| \geq \alpha$

$$Z = 1/2 \ln (1 + r)/(1 - r);$$

$$\sigma_Z = 1/\sqrt{n - 3};$$

где Z — переменная Фишера; σ_Z — средняя квадратическая ошибка z ;
— коэффициент корреляции между предикторами и предиктантами;
— длина рядов.

Оценки Z при таком отборе являются смещенными, в данном случае завышенными по сравнению со значениями Z по всей совокупности связей предикторов и предиктантов. Это приводит к завышению успешности прогнозов по уравнениям множественной линейной регрессии на зависимом материале.

Заметим, что смещенность отобранных величин Z (или r) зависит от длины исходных рядов (n). Согласно /8/ смещенность коэффициентов корреляции пропорциональна величине $1/n$ или $1/n^2$.

В этой связи становятся понятными различия результатов статистических экспериментов, выполненных под руководством М.И.Юдина в 1975 г. /10/ и в 1981 г. /11/. В этих работах было получено два противоречивых, на первый взгляд, вывода. В /10/ было показано, что отбор предикторов по более жесткому критерию значимости $|Z/\sigma_Z| \geq 2,5$ не приводит к росту успешности прогнозов по сравнению с отбором по критерию $|Z/\sigma_Z| \geq 2,2$. В более поздней статье /11/ авторы пришли к выводу, что использование жестких критериев отбора корреляционных связей целесообразно. Различие в выводах, по-видимому, связано с длиной исходных рядов. В 1975 г. использовались 30–40-летние ряды данных, в 1981 г. — в основном 80-летние. Поскольку смещенность коэффициентов корреляции (или Z), рассчитанных по длинным рядам, относительно невелика, то более жесткие критерии отбора позволяют увеличить долю истинных корреляционных связей, несмотря на смещен-

ность γ .

Другая причина меньшей успешности прогнозов по уравнениям линейной регрессии на независимом материале связана с коррелированностью предикторов: для сильно коррелированных предикторов матрица может оказаться плохо обусловленной.

Известно несколько способов, позволяющих исключить или уменьшить коррелированность предикторов. Один из них был реализован в [2, 9, 13]. В физико-статистическом методе учет коррелированности предикторов выполняется дважды. Первый раз — при анализе матриц коэффициентов корреляции между предикторами, значимыми для данного предиктанта $|Z/\sigma_Z| \geq a$, когда при наличии пары сильно коррелированных предикторов ($\gamma \geq 0,6$) менее надежный из них исключается. Второе исключение коррелированности предикторов осуществляется с помощью приема последовательной ортогонализации предикторов, что выполняется одновременно с решением уравнения регрессии.

В последние годы получил распространение еще один способ улучшения обусловленности матриц — метод гребневой регрессии [1, 16, 17]. На независимых материалах прогнозов в условиях коррелированности (мультиколлинеарности) предикторов гребневая регрессия дает лучшие результаты, чем классическая регрессия, что проявляется в уменьшении средней ошибки прогнозов.

В СССР метод гребневой регрессии был с успехом использован при разработке метода прогноза урожайности зерновых культур по десятилетним значениям осадков и температуры [6]. Преимущество данного метода по сравнению с классической регрессией показано Л. В. Руховцом и П. В. Спорышевым при прогнозе экстремальных температур на основе концепции MOS [18], а также В. В. Еремичевым [5], впервые применившим гребневую регрессию в целях долгосрочных метеорологических прогнозов (по данным 40-летних рядов предикторов и предиктантов).

Рассмотрим гребневую регрессию и особенности ее реализации в физико-статистическом методе долгосрочных метеорологических прогнозов. Гребневая регрессия здесь не является самостоятельным методом, а используется в рамках физико-статистического метода, как способ решения уравнения регрессии. В физико-статистическом методе она применяется только к тем предикторам, которые остаются после первого этапа отбора значимых связей по величине Z/σ_Z [13].

Метод гребневой регрессии состоит в использовании вместо обычной оценки коэффициентов уравнения линейной множественной регрессии $\hat{\beta}$:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y, \quad (1)$$

смещенной гребневой оценки $\hat{\beta}^*$

$$\hat{\beta}^* = (X'X + D)^{-1} X'Y, \quad (2)$$

где X — матрица размерности $n \times p$ содержит p предикторов при n наблюдениях; Y — вектор-предиктант размерности n ; β — вектор коэффициентов уравнения регрессии размерности p ; $X'X$ — корреляционная матрица предикторов; $X'Y$ — вектор коэффициентов корреляции предикторов с предиктантом; D — положительно-определенная диагональная матрица, $\text{diag}(d_{11}, \dots, d_{pp})$, D может иметь равные диагональные элементы $D = kI_p$, k — положительное число, называемое гребневым параметром.

При решении уравнения регрессии с использованием гребневых оценок на первом этапе все предикторы и предиктанты центрировались относительно их средних значений и нормировались на средние квадратические отклонения

$$\left. \begin{aligned} x_{ij}^c &= (x_{ij} - \bar{x}_j) / \sigma_{x_j} \\ y_i^c &= (y_i - \bar{y}) / \sigma_y \end{aligned} \right\}, \quad \begin{aligned} j &= 1, \dots, p; \\ i &= 1, \dots, n \end{aligned}$$

Вычисление элементов корреляционной матрицы проводилось по формуле

$$a_{lk} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{li}^c \cdot x_{ki}^c$$

Коэффициенты корреляции предикторов с предиктантом вычислялись по формуле

$$r_L = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^c \cdot x_{li}^c$$

где n — длина рядов без прогнозируемого года.

Суть гребневой регрессии состоит в прибавлении гребневых параметров к диагональным элементам корреляционной матрицы предикторов, что улучшает ее обусловленность.

Прогностическое значение предиктанта $y_{\text{прогн}}$ находилось из уравнения регрессии с использованием гребневых оценок (2)

$$y_{n+1}^c = \hat{\beta}^* x_{n+1}^c$$

$$y_{\text{прогн}} = y_{n+1}^c \sigma_y + \bar{y},$$

где y_{n+1}^c — центрированное и нормированное значение предиктанта в $(n+1)$ -м году, рассчитанное по уравнению регрессии; x_{n+1}^c — вектор центрированных и нормированных значений предикторов в $(n+1)$ -м году.

Оценки $\hat{\beta}^*$ более устойчивы по сравнению с оценками β и имеют мень-

шее среднеквадратическое отклонение от истинных значений параметров β

$$E(\hat{\beta}^* - \beta)'(\hat{\beta}^* - \beta) < E(\hat{\beta} - \beta)'(\hat{\beta} - \beta)$$

Определение оптимальных значений параметров k является отдельной задачей, которая предшествует составлению прогностического уравнения.

Оптимальное значение параметра гребневой регрессии k определяется из условия минимизации выражения (3) по k

$$\Phi_{(k)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - x_i' A_k^{-1} X' Y)^2 / (1 - x_i' A_k^{-1} x_i)^2, \dots, \quad (3)$$

где n — число ситуаций в выборке или длина ряда; y_i — известное значение восстанавливаемой функции (предиктанта в i -й ситуации); x_i — вектор значений предикторов в i -й ситуации.

Матрица $A_k^{-1} = (X'X + kI)^{-1}$ строится по всем n ситуациям. Выражение (3) является оценкой „скользящего контроля” для значений функционала эмпирического риска, представляющего собой среднюю ошибку восстановления функции регрессии

$$l_{(k)} = 1/n \sum_{i=1}^n (y_i - f(x_i))^2, \dots, \quad (4)$$

где $f(x_i)$ — значение предиктанта, вычисленное по уравнению гребневой регрессии.

Скользящий контроль заключается в последовательном исключении очередной ситуации из обучающей выборки и проверке по ней качества восстановления по оставшимся ситуациям. Суммарная ошибка по всем ситуациям позволяет оценить среднюю ошибку на независимом материале [7].

Формула (3) позволяет существенно сократить время вычисления оценки эмпирического риска, так как в ней для фиксированного k обращение матрицы A_k осуществляется только один раз.

Численные эксперименты по определению оптимального параметра k проводились для каждого предиктанта. Поскольку система информативных предикторов для прогноза предиктанта на очередной год меняется незначительно, параметр k определялся по системам предикторов для двух предшествующих лет.

Задавались значения параметра k , начиная от 0 с интервалом в сотни или десятки доли единицы, и вычислялись оценки „скользящего контроля” по формуле (3). Фиксировался параметр k , соответствующий минимальной оценке (3) и интервал значений k , соответствующий 2% от минимальной оценки в обе стороны. Для расчетов в качестве оптимального параметра k выбиралось его значение из области перекрытия интервалов

Следует отметить, что значение параметра гребня k при прогнозе осадков слабо колеблется от года к году (табл. 1). Это, очевидно, связано с сохранением большей части значимых корреляционных связей в течение ближайших двух-трех лет. Согласно /14/ из 100 корреляционных связей, отобранных по заданному уровню значимости в данном году, остаются значимыми на следующий год 84–86 %, на второй год 76–80 %, на третий год 69–76 % корреляционных связей. Значение k изменяется в основном в пределах 0,4–0,8.

Рассмотрим результаты экспериментов. Методом гребневой регрессии были даны прогнозы осадков на апрель-июль 1980–1985 гг. для основных сельскохозяйственных районов ЕЧС и Северного Казахстана с прилегающими районами Западной Сибири (АЧС). Предиктантами являлись два первых коэффициента разложения месячных сумм осадков (a_1 и a_2) по естественным ортогональным функциям (е. о. ф.).

В табл. 2 помещены фактические и прогностические значения осадков (коэффициентов разложения по е. о. ф.), полученные с использованием гребневой регрессии, линейной регрессии с ортогонализацией предикторов и комплексным физико-статистическим методом.

Таблица 1

Оптимальные значения гребневого параметра
при прогнозе месячных сумм осадков

Месяц	Коэффициент разложения по е.о.ф.	1980	1981	1982	1983	1984	1985
ЕЧС							
Апрель	a_1	0,96	0,80	0,76	0,76	0,72	0,64
	a_2	0,56	0,60	0,56	0,64	0,60	0,80
Май	a_1	0,76	0,68	0,30	0,20	0,50	0,68
	a_2	0,32	0,44	0,36	0,28	0,24	0,30
Июнь	a_1	0,56	0,48	0,36	0,40	0,52	0,60
	a_2	0,68	0,68	0,72	0,72	0,72	0,64
Июль	a_1	0,88	0,72	0,52	0,60	0,76	0,80
	a_2	0,92	0,90	0,88	0,90	0,92	0,76
АЧС							
Апрель	a_1	0,64	0,72	0,88	0,88	0,84	0,72
	a_2	0,90	0,92	0,92	0,96	0,90	0,90
Май	a_1	0,28	0,28	0,38	0,48	0,60	0,44
	a_2	0,30	0,58	0,60	0,60	0,64	0,72
Июнь	a_1	0,60	0,68	0,56	0,58	0,68	0,60
	a_2	0,72	0,72	0,80	0,96	0,88	0,90
Июль	a_1	0,84	0,84	0,80	0,80	0,84	0,84
	a_2	0,84	0,76	0,76	0,84	0,80	0,70

Прогностические и фактические значения предиктантов a_1, a_2

ЕЧС							
Месяц	a_1				a_2		
	а	в	с	д	а	в	с
1980							
Апрель	2,01	0,16	1,84	1,84	-2,86	-0,55	1,60
Май	2,12	0,20	3,12	3,10	1,40	-1,98	1,36
Июнь	4,20	-1,40	2,60	2,20	-1,57	2,28	1,40
Июль	1,94	1,70	3,40	2,40	1,26	-0,78	1,36
1981							
Апрель	0,01	2,11	0,97	1,60	-0,56	-2,34	-1,25
Май	-4,10	3,03	0	-0,60	-2,01	2,23	1,84
Июнь	-2,80	-2,61	-1,50	-1,67	0,02	1,76	0,20
Июль	-3,54	2,01	-0,68	-1,3	-3,67	0,97	1,37
1982							
Апрель	5,16	0,41	0,31	0,31	1,06	0,54	-1,05
Май	-1,94	-0,26	2,90	1,10	1,82	1,12	0,64
Июнь	3,38	-2,06	-2,00	-1,40	1,39	-0,44	-0,60
Июль	1,50	-2,49	-0,4	0	-3,49	0,42	0,80
1983							
Апрель	-0,20	1,23	3,10	2,40	0,94	-1,11	0,50
Май	0,67	-2,11	-1,5	0	0,23	-1,40	1,67
Июнь	-0,73	1,52	0,46	1,10	3,49	0,38	1,08
Июль	2,32	-1,02	-0,46	1,70	0,52	-1,26	-0,40
1984							
Апрель	-3,53	0,55	-0,86	0,45	-4,38	0,94	-0,13
Май	-3,35	-0,49	0,50	0,50	-2,02	2,48	2,65
Июнь	1,89	-2,84	-0,30	0,75	1,40	-0,68	0,90
Июль	0,20	1,92	2,60	2,60	2,86	0,52	-0,50
1985							
Апрель	-0,45	1,04	1,30	1,50	0,99	-0,11	0
Май	-1,23	0,97	-0,90	-1,40	-1,79	-1,44	-0,40
Июнь	8,47	-0,07	-1,30	-1,30	0,97	3,08	1,40
Июль	1,62	0,49	0,23	1,25	0,40	0,08	1,50

Примечание. а – фактическое значение предиктанта; в – прогностическое значение предиктанта по методу линейной регрессии с ортогонализацией предикторов; д – методу.

Таблица 2

коэффициентов разложения по е. о. ф. сумм осадков

ЕЧС				АЧС				
a ₂		a ₁		a ₂				
d	a	b	c	d	a	b	c	d
1,50	2,50	1,92	2,80	1,05	-2,68	0,53	0	-0,76
0,96	-4,48	-1,82	-2,0	0,50	-0,73	-2,21	-1,10	-1,15
1,40	2,43	0,83	0,80	0,30	4,05	-1,77	-2,34	-1,23
1,36	-2,29	1,31	0,10	0,57	2,63	-0,30	-0,28	0
0,50	4,88	-1,16	-0,80	-0,80	-0,43	1,39	0,61	1,07
1,80	1,43	-2,74	-3,20	-3,20	0,04	0,15	0,50	0,51
-0,80	-4,90	-0,53	0,16	0,70	-2,79	-0,62	0,13	-0,76
-0,12	-2,12	-1,39	-1,90	-1,30	0,54	-0,52	-0,10	-0,10
-1,05	0,48	-4,06	-1,60	-1,60	1,08	1,56	0,80	0,80
0	-2,35	2,66	-0,60	-1,25	0,14	2,01	1,60	1,55
-0,60	-1,16	-2,23	-1,23	-1,23	-3,83	0,42	1,13	0,80
0,80	-2,29	1,75	1,4	0	-0,42	0,32	0,15	0
-0,40	-1,35	3,68	3,8	3,13	-0,11	0,83	-0,36	-0,36
1,00	2,37	-4,24	-3,10	-2,62	1,93	2,05	0,50	0,50
1,08	0,72	-1,97	-0,61	-0,60	-4,03	0,57	0,41	0,80
-0,40	-0,23	-0,04	-1,00	-1,50	-1,07	0,49	0,84	1,20
0	-2,31	-2,53	-1,22	1,36	2,86	0,09	2,36	1,70
1,70	-2,34	-2,02	0,68	-0,50	1,72	0,17	0,49	0,49
0,90	1,29	-0,23	-0,20	-0,80	-0,19	-2,70	-2,21	-1,40
-0,50	-3,42	0,08	-1,45	-1,45	1,25	-1,31	-0,96	-1,00
0	6,09	-3,01	-0,50	-0,50	2,75	1,38	0,40	0,40
-0,70	-1,92	-0,44	-1,80	-1,80	3,06	-1,68	-0,74	-0,50
1,40	-2,18	-0,97	-3,20	-3,20	-0,69	-0,88	0,50	0,50
0,80	3,51	-0,38	0,37	0,37	-1,77	1,58	0,80	0,80

значение предиктанта по методу гребневой регрессии; с – прогностическое значение – прогностическое значение предиктанта по комплексному физико-статистическому

Таблица 3

Оправдываемость (Р%) прогнозов осадков, составленных с использованием метода гребневой регрессии, по месяцам

Год	I V	V	VI	VII	Среднее
ЕЧС					
1980	70	69	57	66	66
1981	64	36	71	61	58
1982	67	79	64	60	68
1983	59	64	73	77	69
1984	56	60	56	64	61
1985	77	71	57	76	70
Среднее	66	63	63	67	65
АЧС					
1980	74	74	63	66	69
1981	56	57	57	67	59
1982	57	44	57	69	57
1983	44	37	66	77	56
1984	79	76	70	66	73
1985	29	49	64	70	46
Среднее	57	56	63	69	61

Как известно, физико-статистический метод является комплексным. Решение о прогностических значениях каждого предиктанта принимается на основе прогнозов по четырем методам: аналогов /3/, линейной регрессии с ортогонализацией предикторов /2/, прогноза климатического фона метеорологических параметров /12/ и информационной оценки качества градуированных объектов /15/. Все эти методы не являются полностью независимыми, поскольку они основаны на единой информационной базе предикторов и предиктантов.

Кроме того, составлению прогнозов по методу аналогов и линейной регрессии с ортогонализацией предикторов предшествует единый анализ корреляционных связей на уровень информативности и нелинейности. В зависимости от этого анализа и ряда других характеристик (вида гидрометеорологической информации, длины ряда, заблаговременности) предикторам придается разный вес.

Следует заметить, что особенно близки комплексный физико-статистический метод и линейная регрессия с ортогонализацией предикторов, поскольку из четырех методов, используемых при составлении оперативных метеорологических прогнозов, линейная регрессия с ортогонализацией предикторов является основной.

Метод гребневой регрессии базируется на той же информации, что и физико-статистический. Но для гребневой регрессии, как уже отмечалось выше, отбор корреляционных связей ограничивается первым этапом, т.е. отбором по значениям Z/σ_z . Все отобранные корреляционные

связи, независимо от уровня их информативности и других характеристик, включаются в уравнение гребневой регрессии с одинаковым весом. Число предикторов m равно 20 – 30.

Средние абсолютные ошибки прогнозов (см. табл.2) для метода гребневой регрессии, линейной регрессии с ортогонализацией предикторов и комплексного физико-статистического метода на ЕЧС равны 2,81, 2,35, 2,17, а на АЧС – 2,63, 2,28, 2,33. Таким образом, прогнозы первых двух коэффициентов разложения месячных сумм осадков, составленные с использованием гребневой регрессии, по оправдываемости уступают прогнозам по методу линейной регрессии с ортогонализацией и прогнозам, составленным комплексным физико-статистическим методом.

В табл. 3 приведены оценки R по трем грациям полей осадков, восстановленных по первым двум коэффициентам разложения по е. о. ф. /4/. Оценки прогнозов осадков, рассчитанные с использованием гребневой регрессии, сравнивались с оперативными прогнозами осадков, составленными комплексным физико-статистическим методом. Сравнение показывает, что явное преимущество имеет комплексный физико-статистический метод: $\bar{R} = 68\%$ (ЕЧС) и $\bar{R} = 66\%$ (АЧС) вместо $\bar{R} = 65\%$ и $\bar{R} = 61\%$ (табл. 3) соответственно по методу гребневой регрессии.

Таким образом, из двух рассмотренных способов учета коррелированности предикторов и улучшения обусловленности матриц, подход, использованный в физико-статистическом методе более эффективен, чем гребневая регрессия.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Айвазян С. А., Енюков И. С., Мешалкин Л. Д. Прикладная статистика. – М.: Финансы и статистика, 1985. – 487с.
2. Блажевич В. Г. Некоторые вопросы статистического отбора предикторов в целях долгосрочного прогноза погоды. – В кн.: Труды Всесоюзной конференции молодых ученых Гидрометеорологической службы СССР. Л.: Гидрометеоиздат, 1971, с. 75–82.
3. Блажевич В. Г., Мещерская А. В. Об использовании принципа аналогичности в физико-статистическом методе прогноза – Труды ГГО, 1975, вып.353, стр.81–93.
4. Временные указания по проведению оперативных испытаний методов долгосрочных прогнозов погоды / Под ред. А. П. Жидикова. – М.: Гидрометцентр, 1983. – 18 с.
5. Еремин В. В., Аксенова Е. А. О применении гребневой регрессии к задаче долгосрочного прогноза погоды. – В кн.: „Применение статистических методов в метеорологии“. Труды 5 Всесоюзного совещания. –Л.: Гидрометеоиздат., 1987, с.51–53.
6. Забелин В. Н. Прогнозирование урожаев по взаимно-корреляционным метеорологическим факторам методом гребневой регрессии. – Метеорология и гидрология, 1983, № 8, с.104–107.
7. Поляков Г. Г., Романов Л. Н. О выборе параметров в регрессионных моделях с помощью скользящего контроля. – Труды Зап. Сиб. НИИ, 1980, вып.46, с.100–106.

8. Романов Л. Н. Применение скользящего контроля в метеорологии. — Труды Зап. Сиб. НИИ, 1984, вып.69, стр.3–18.
9. Руководство по месячным прогнозам погоды. — Л.: Гидрометеиздат, 1972. — 363 с.
10. Юдин М. И., Блажевич В. Г. Оценка значимости предикторов на основе комплексного статистического испытания. — Труды ГГО, 1975, вып.329, с.41–53.
11. Юдин М. И. Предварительные выводы об информативности прогностических соотношений/М. И. Юдин, В. Г. Блажевич, М. П. Голод, И. Е. Чувашина. — Труды ГГО, 1981, вып.446, с.12–23.
12. Юдин М. И., Голод М. П. Применение теории статистических решений к сверхдолгосрочному прогнозу осадков. — Труды ГГО, 1975, вып.329, с.74–80.
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, 1972, вып.273, с.3–15.
15. Юдин М. И., Мирвис В. М. Применение информационного подхода к задаче долгосрочного прогноза. — Труды ГГО, 1981, вып.446, стр.3–12.
16. Hoerl A. E., Kennard R. W. Ridge-regression: Biased estimation for non-orthogonal problems. — Technometrics, 1970, vol. 12, N 1, p. 55–68.
17. Meisner B. N. Ridge regression. — Time extrapolation applied to Hawaiian rainfall normals. — I. Appl. Meteorol., 1979, vol. 18, N 7, p. 904–912.
18. G1ahn H. R. Statistical weather forecasting in the National Weather Service. — 6 th Conference on probability and statistics in atmospheric sciences, 1979, p.139–147.

**СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ИНФОРМАТИВНОСТИ
ПОКАЗАТЕЛЕЙ ВЗАИМОДЕЙСТВИЯ ОКЕАНА И АТМОСФЕРЫ
В СЕВЕРНОЙ АТЛАНТИКЕ ДЛЯ ОЦЕНКИ
ТЕМПЕРАТУРНОГО РЕЖИМА ЕЧС В ВЕСЕННИЙ ПЕРИОД**

При оценке роли океана в формировании короткопериодных колебаний климата различными авторами обычно используются следующие параметры: температура поверхности воды T_w ; изменение теплосодержания верхнего слоя океана δQ_w ; разность температур вода—воздух ($T_w - T_a$); количество общей облачности над океаном n , отражающие различные стороны процессов взаимодействия океана и атмосферы /1—3, 6, 7 и др./ . Наиболее полную информацию об этих процессах содержат по-видимому характеристики энергообмена океана с атмосферой. Однако ряды погодичных данных этих характеристик, пригодные для статистических оценок их связи с короткопериодными климатическими аномалиями, до последнего времени отсутствовали.

В настоящее время в ГГО по данным пяти станций погоды в Северной Атлантике (А, С, D, I, М) подготовлены 20-летние (1953—1972 гг.) ряды средних месячных значений составляющих радиационного и теплового балансов поверхности океана, полученных расчетным методом /8/. Эти данные позволяют оценить информативность такого интегрального показателя теплообмена океана с атмосферой как виртуальный поток тепла ($V = H + LE$, где H — турбулентный поток тепла; LE — затраты тепла на испарение) и сравнить ее с информативностью показателей (T_w , δQ_w , $T_w - T_a$, n), традиционно используемых при изучении роли океана в короткопериодных изменениях климата.

Задача решалась применительно к оценке влияния океана на формирование режима температуры воздуха основных сельскохозяйственных районов ЕЧС в весенние месяцы (апрель—май). Тепловой режим этих месяцев является чрезвычайно важным для роста и развития сельскохозяйственных культур. В качестве интегральной характеристики температурного режима на указанной территории использовался первый коэффициент разложения поля аномалий температур каждого месяца по естественным ортогональным функциям (е.о.ф.) $a_1 T_{IV}$ и $a_1 T_V$. Вклад этого показателя в суммарную дисперсию температуры составляет примерно 60—70 %.

Для анализа возможного влияния условий в Северной Атлантике на температурный режим ЕЧС в апреле—мае показатели состояния океана и взаимодействия океана с атмосферой рассматривались за предшествующие 27 мес. Теснота связей оценивалась коэффициентами корреляции (r). Расчет коэффициентов корреляции осуществлялся для данных отдельных станций погоды, а также в среднем по пяти станциям. Интервал временного осреднения показателей варьировался от 1 до 12 мес. Всего

при анализе связей $a_1 T_{IV}$ с одним из показателей взаимодействия океана с атмосферой оценено 12 × 27 × 5 = 1620 коэффициентов корреляции по отдельным станциям и 12 × 27 = 324 коэффициентов корреляции, осредненных по пяти станциям. Затем для каждого показателя на каждой станции определялись информативные временные интервалы, характеризующиеся наиболее тесной корреляцией с $a_1 T_{IV}$. Связи, для которых значение коэффициента корреляции не превышало 0,45 (5 %-й уровень значимости) из рассмотрения исключались. Аналогично проводился анализ для $a_1 T_V$. Такой подход позволил с большей детальностью определить временную и пространственную привязку статистически значимых связей.

Выделенные информативные временные интервалы по данным разных станций как правило различны, но имеют и общие черты, что позволило сконцентрировать основное внимание на анализе результатов, полученных в среднем по пяти станциям. При оценке значимости коэффициентов корреляции в этом случае в качестве критического было принято значение $r = 0,20$. Это значение соответствует 5 %-му уровню значимости при условии независимости данных на разных станциях. Для реальных условий критерий является менее жестким.

На рис. 1 приведена обобщенная схема наиболее значимых корреляционных связей полученных между $a_1 T_{IV}$ и различными показателями взаимодействия океана и атмосферы в Северной Атлантике. На горизонтальной оси, имитирующей уровень поверхности океана, отложены интервалы заблаговременности (τ — сдвиг по времени по отношению к апрелю (а) и маю (б)). Каждому из рассмотренных показателей соответствует свой уровень (слой) по вертикали, на котором в соответствующих временных интервалах $\Delta\tau$ обозначены выделенные статистически значимые связи с указанием среднего коэффициента корреляции. Информативные временные интервалы, полученные по разным показателям, в об-

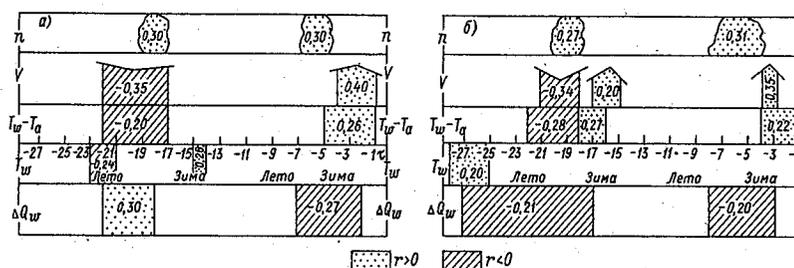


Рис. 1. Схемы значимых связей между показателями взаимодействия океана и атмосферы в Северной Атлантике и температурного режима ЕЧС.

а — апрель, б — май.

щем не плохо согласуются между собой и концентрируются около двух характерных заблаговременностей — „ближней” (1–6 мес.) и „дальней” (17–21 мес.). Самые высокие коэффициенты корреляции получены для виртуального потока тепла. При малой заблаговременности связь V и $a_1 T_{IV}$ прямая, причем она соответствует наименьшему сдвигу по времени. Чем больше виртуальный поток тепла от океана в январе-марте, тем теплее апрель на ЕЧС. Такая зависимость вполне соответствует физическим представлениям о влиянии океана на формирование погоды на континенте.

Распределение коэффициентов корреляции между V_{I-III} и $a_1 T_{IV}$ по данным отдельных станций погоды в Северной Атлантике показано на рис. 2. Наибольшие значения коэффициентов корреляции соответствуют станциям А, I, С, расположенным в районе исландского минимума. Такое распределение может быть не случайным, а связанным с особенностями передачи энергии в атмосфере. В частности, в численных экспериментах с моделью общей циркуляции атмосферы было показано, что влияние аномалий температуры поверхности океана на циркуляцию атмосферы может существенно зависеть от преобладающего циклонического или антициклонического характера исходной циркуляции в районе аномалии [4].

Труднее понять физический смысл связей, соответствующих большей заблаговременности. Согласно знаку коэффициента корреляции апрель на ЕЧС тем теплее, чем меньше виртуальный поток летом и осенью позапрошлого года. Вероятнее всего такая зависимость является следствием цикличности процессов взаимодействия океана и атмосферы.

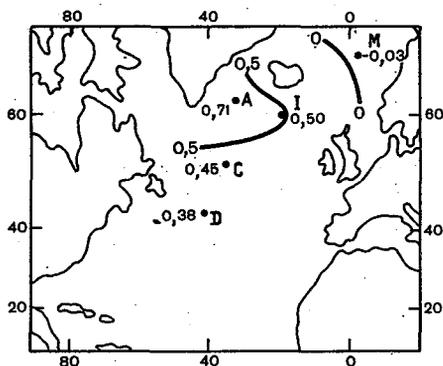


Рис. 2. Распределение коэффициентов корреляции между первым коэффициентом разложения по е. о. ф. поля температуры воздуха на ЕЧС в апреле и виртуальным потоком тепла от океана по данным станций погоды.

Коэффициенты синхронной корреляции средних месячных аномалий

Характеристика энергообмена	I	II	III	IV	V
R	0,44	0,20	-0,31	-0,83	-0,83
B	-0,01	0,03	-0,04	-0,14	0,04
V	0,04	0,00	0,01	0,01	-0,32
H	0,03	0,0	0,02	0,03	-0,28
LE	0,03	-0,01	0,01	-0,01	-0,31

Примечание. R – радиационный баланс поверхности океана; B – результирующую

Остановимся на анализе связей $a_1 T_{IV}$ с другими показателями. Коэффициенты корреляции с разностью температур вода–воздух по знаку согласуются с рассмотренными выше. Это вполне понятно, так как именно разность $T_w - T_a$ в значительной степени влияет на значение потока V. Уровень коэффициентов корреляции для $T_w - T_a$, однако, существенно ниже. Связи с изменением теплосодержания верхнего слоя океана 0–100 м $(\delta Q_w)^1$ по знаку противоположны связям с виртуальным потоком. Это также закономерно, поскольку процессы связанные с увеличением виртуального потока приводят к уменьшению δQ_w ($\delta Q_w > 0$, если теплосодержание увеличивается). Информативный интервал для δQ_w , соответствующей малой заблаговременности, совпадает с информативным интервалом для прогноза температуры и осадков полученным в /6/. Коэффициенты корреляции между $a_1 T_{IV}$ и T_w невелики и хуже увязываются с результатами, полученными по другим показателям.

Относительно высокие коэффициенты корреляции получены для связи $a_1 T_w$ с количеством общей облачности. Информативные интервалы для облачности как для ближней, так и для дальней заблаговременности относятся к осеннему периоду и в обоих случаях положительны. Анализ синхронных коэффициентов корреляции между количеством общей облачности и характеристиками энергообмена океан – атмосфера в различные месяцы, выполненный в среднем по пяти станциям (табл. 1), показывает, что в ноябре имеют место значимые связи, которые можно интерпретировать как положительное влияние облачного покрова на сохранение тепла в океане.

¹ В работе использованы данные об изменении теплосодержания в слое 0–100 м, рассчитанные по методике /5/, любезно предоставленные Л.А.Строкиной.

Таблица 1

коэффициенты облачности и характеристик энергообмена океан-атмосфера

VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
-0,93	-0,92	-0,89	-0,69	-0,17	0,51	0,46
-0,43	-0,34	-0,04	-0,02	-0,04	0,28	0,05
-0,04	0,10	-0,36	-0,05	0,02	0,24	0,00
0,05	0,03	-0,24	-0,09	0,14	-0,24	-0,03
-0,09	-0,13	-0,35	-0,06	-0,02	-0,23	0,02

ий поток тепла в воду.

Гораздо более заметно влияние облачности на характеристики энергообмена в летний период, которое, однако, не проявилось при рассмотрении связей с $a_1 T_{IV}$.

Схема значимых связей между показателями взаимодействия океана с атмосферой и $a_1 T_{IV}$ приведена на рис. 1 б. Не останавливаясь подробно на анализе этой схемы отметим лишь, что она в целом близка к схеме для $a_1 T_{IV}$. На ней выделяются те же два информативных интервала заблаговременности, в которых концентрируются значимые связи с большинством рассмотренных показателей. Наибольшие коэффициенты корреляции получены так же для виртуального потока тепла, хотя они несколько меньше, чем для $a_1 T_{IV}$.

Подводя итог рассмотрению связей различных показателей взаимодействия океана и атмосферы с термическим режимом весенних месяцев на БЧС, можно сказать, что такая связь несомненно существует. Особенно наглядно она проявляется для температуры апреля. Процессы, разделяющие эту связь отражаются в той или иной степени во всех рассмотренных показателях. Только для температуры поверхности воды коэффициенты корреляции малы и не носят закономерного характера. И более тесными, особенно в ближней предистории оказываются связи с виртуальным потоком тепла.

Для оценки прогностической значимости данных виртуального потока тепла рассмотрена зависимость $a_1 T_{IV}$ от разности между значениями зимованных аномалий виртуального потока за два информативных интервала времени (I – III мес текущего года и VII – XI мес – позапрошлого года) в среднем по станциям А, I, С. Эта зависимость довольно тесная ($r = 0,83$) приведена на рис. 3. К сожалению, отсутствие данных о виртуальном потоке тепла после 1972 г. не позволяет оценить прогностическую значимость этого показателя на независимом материале. Как известно, станции погоды А, I, D были закрыты. Однако результаты

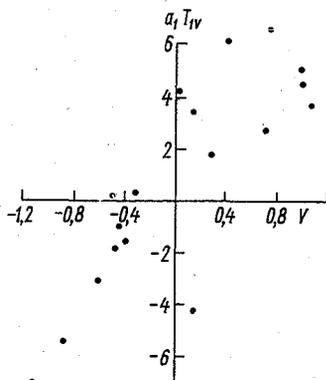


Рис. 3. Зависимость между первым коэффициентом разложения по е. о. ф. по температуре воздуха $a_1 T_{IV}$ на ЕЧС в апреле и разностью нормированных аномалий виртуального потока тепла V за два информативных интервала.

данной работы показывают, что получение регулярной информации о значениях виртуального потока тепла в Северной Атлантике и в частности в районе исландского минимума было бы крайне желательным.

Анализ информативности различных показателей взаимодействия океана и атмосферы в Северной Атлантике для оценки температурно-режима ЕЧС в весенний период, выполненный на одном и том же архивном материале (данные станций погоды за 1953–1972 гг.) позволяет сделать следующие выводы:

1) существует статистически значимая связь между процессами взаимодействия океана и атмосферы в Северной Атлантике и фоном температурно-режима на ЕЧС в весенний период, которая подтверждается согласованными результатами по большинству показателей, отражающих различные стороны процессов взаимодействия океана и атмосферы.

2) для всех показателей (за исключением T_w) характерно наличие двух информативных интервалов заблаговременности, концентрирующих около сдвигов по времени: 1–6 и 17–21 мес;

3) наиболее тесными связями с фоном температуры весенних месяцев на ЕЧС характеризуется виртуальный поток тепла от океана к атмосфере. Этот результат находится в согласии с физическими представлениями о механизме влияния океана на атмосферу и подтверждает важность получения регулярной информации о значениях виртуального потока тепла в Северной Атлантике;

4) согласованные оценки взаимосвязей полученные по разным показателям указывают на возможность их комплексного использования для оценки условий взаимодействия океана и атмосферы при изучении короткопериодных изменений климата.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Житорчук Ю. В. Страшненко Л. Е. Статистический анализ взаимодействия крупномасштабных атмосферных процессов с температурным режимом Северной Атлантики. – Метеорология и гидрология, 1984, № 12, с.62–68.
2. Мусаелян Ш. А. О природе некоторых сверхдлительных атмосферных процессов. – Л.: Гидрометеиздат, 1978. – 142 с.
3. Перевозчикова О. И. О способах учета теплового состояния Северной Атлантики в целях прогноза погоды. – Труды Гидрометцентра СССР, 1985, вып. 261, с. 114–132.
4. Соколов А. П. Влияние аномалий температуры воды в Северной Атлантике на крупномасштабные атмосферные процессы в зимний период. – Метеорология и гидрология, 1987, № 8.
5. Строкина Л. А. Определение изменения теплосодержания океанов. – Труды ГГО, 1967, вып. 209, с.58–69.
6. Строкина Л. А. Чувашина И. Е. Юдин М. И. Изменение теплосодержания воды в Северной Атлантике как индикатор процессов с длительным последствием. – Метеорология и гидрология, 1983, № 4, с.67–75.
7. Угрюмов А. И. Тепловой режим океана и долгосрочные прогнозы погоды. – Л.: Гидрометеиздат, 1981. – 176 с.
8. Характеристики энергообмена океан–атмосфера – Л.: Гидрометеиздат, 1984. – 80 с.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ПАРАМЕТРОВ УЛЬТРАДЛИННЫХ ВОЛН В ПРОГНОЗЕ ТЕМПЕРАТУРНО-ВЛАЖНОСТНОГО РЕЖИМА

Из литературных источников [1, 2, 3, 6], посвященных гидродинамической теории волновых движений в атмосфере известно, что ультрадлинные волны играют важную роль в формировании крупномасштабных аномалий погоды и общей энергетики атмосферы. В [4] было показано, что параметры, описывающие некоторые ультрадлинные волны, можно использовать в качестве предикторов в статистических схемах долгосрочных прогнозов погоды. На основании этих предварительных выводов был разработан статистический метод долгосрочного прогноза температурно-влажностного режима в основных сельскохозяйственных районах СССР с учетом параметров ультрадлинных волн.

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

Архив получен по средним месячным полусферным данным в узлах регулярной сетки с шагом $\varphi = 5^\circ$, $\lambda = 10^\circ$. Отсутствующие данные заменялись их средними многолетними значениями.

В качестве предикторов испытывались наиболее крупномасштабные сферические гармоники, описываемые коэффициентами разложения:

$$\begin{aligned} &A_0^0, A_2^0, A_4^0, A_6^0, A_8^0 - \text{зональные гармоники;} \\ &A_1^1, B_1^1; A_3^1, B_3^1; A_5^1, B_5^1; A_7^1, B_7^1; A_9^1, B_9^1; \\ &A_2^2, B_2^2; A_4^2, B_4^2; A_6^2, B_6^2; A_8^2, B_8^2; A_{10}^2, B_{10}^2; \\ &A_3^3, B_3^3; A_5^3, B_5^3; A_7^3, B_7^3; \\ &A_4^4, B_4^4; A_6^4, B_6^4. \end{aligned}$$

Всего было испытано 20 гармоник. К сожалению, мы не имели возможности создать архивы сферических функций по другим метеопоям, в частности, температурного поля, H_{500} и др.

Прогностическая значимость приведенных гармоник оценивалась для прогноза первых двух коэффициентов разложения (a_1, a_2) по естественным ортогональным функциям (е. о. ф.) полей средней месячной температуры воздуха и полей осредненных по районам месячных сумм осадков. Рассматривался весенне-летний сезон (апрель—июль) для БЧС и Северного Казахстана совместно с югом Западной Сибири (АЧС).

Так как в [5, 7] было показано, что период в 26—30 месяцев, предшествующих прогнозу, содержит значительную долю информативных предикторов, то исследовались гармоники за 27 месяцев, предшествующих апрелю.

По каждой гармонике рассчитывались коэффициенты корреляции между соответствующим предиктантом и коэффициентами разложения. Значимость коэффициентов корреляции оценивалась по критерию Фишера. Отбирались только те значения гармоник, для которых коэффициен-

ты корреляции с предиктантом соответствовали уровню значимости 3,2 %. По каждой из отобранных гармоник решалось прогностическое уравнение регрессии.

Таким образом были составлены элементарные прогнозы (всего 256) на 1970–1977 гг. для весенне-летнего периода (апрель–июль) первых двух коэффициентов разложения по е. о. ф. полей температуры и осадков по ЕЧС и АЧС.

Длина ряда, используемого при расчете коэффициентов корреляции была переменной: минимальная равна 51 году в прогнозе на 1970 г. и максимальная – 58 годам в прогнозе на 1977 г. Прогнозы составлялись по независимым данным, что является одним из важных условий для получения статистически обоснованных выводов.

При оценке информативности были поставлены следующие задачи:

- 1) определить заблаговременность предикторов (параметров ультрадлинных волн), соответствующую их наибольшей информативности;
- 2) оценить прогностическую ценность сферических гармоник в зависимости от волновых чисел m , n .

Для этого прогностические значения аномалий предиктанта, полученные в результате решения линейного уравнения регрессии [2, 5], сравнивались по знаку с фактическими аномалиями. Совпадение по знаку рассматривалось как оправдавшийся элементарный прогноз, несовпадение – неоправдавшийся. Подсчитывалось число совпадений (K_+) и несовпадений (K_-).

К оценке такой статистики можно применить биномиальное распределение, которое при $K \geq 15$ стремится к нормальному с

$$\sigma = \frac{1}{2\sqrt{K}}, \quad (1)$$

где $K = K_+ + K_-$.

События (оправдавшийся и неоправдавшийся прогноз) рассматривались как равновероятные, вероятность появления каждого из них равна 1/2, поэтому для оценки значимости положительного события (оправдавшегося прогноза) можно использовать следующее соотношение:

$$P = \kappa / \sigma, \quad (2)$$

$$\text{где } \kappa = \frac{K_+}{K} - \frac{1}{2}.$$

Критерием информативности группы связей принималось $P = 1,28$, что соответствует 10 %-му уровню значимости.

Для решения первой задачи вся совокупность значимых связей для всех m , n разбивалась по месяцам для каждого прогнозируемого коэффициента.

В табл. 1 и 2 приведены месяцы, для которых параметры ультрадлин-

Таблица 1

Информативные временные интервалы для прогноза поля температуры

Месяц	Заблаговременность, месяц	
	a_1	a_2
	АЧС	
IV	8, 9, 12, 17	7, 10, 12, 16
V	2, 4, 8, 11, 12, 15, 16, 17	Нет
VI	19, 26	4, 12, 14
VII	10, 12, 16, 27	10, 23, 27
	ЕЧС	
IV	13, 14, 21, 23, 26	10, 12, 13, 14, 15, 17
V	12, 22	Нет
VI	12, 14, 21	9, 12, 14, 17
VII	12, 21	21, 24, 25

ных волн обладают наибольшей прогностической информацией для предсказания первых двух коэффициентов разложения по е. о. ф. полей температуры и осадков, и соответствующая этим месяцам заблаговременность.

Из табл. 1 следует, что: наибольшей информативностью для прогноза полей температуры по ЕЧС и АЧС обладают сферические гармоники, заблаговременность которых равна 10–14 и 22–26 мес; при прогнозе осадков по ЕЧС и АЧС заблаговременность наиболее информативных параметров ультрадлинных волн составляет 11–18 мес.

Для второго коэффициента разложения по е. о. ф., как полей температуры, так и осадков, за май нельзя определить информативные периоды, удовлетворяющие нашим требованиям.

Таблица 2

Информативные временные интервалы для прогноза поля осадков

Месяц	Заблаговременность, месяц	
	a_1	a_2
	АЧС	
IV	4, 10, 12, 16, 17, 22	12, 15, 17
V	11, 13, 14, 17, 18	Нет
VI	10, 16, 17, 21	12, 23
VII	5, 6, 13, 24	17, 20
	ЕЧС	
IV	16, 24	4, 5, 11, 12, 13, 17, 19, 27
V	12	Нет
VI	10, 11, 15, 18, 19, 24	5, 8, 11, 22
VII	12, 27	12

Для решения второй задачи вся совокупность значимых связей каждого прогнозируемого месяца по каждой рассматриваемой территории азбивалась по числу m на следующие группы:

m	n
0	2, 4, 6, 8, 10
1	1, 3, 5, 7, 9
2	2, 4, 6, 8, 10
3	3, 5, 7
4	4, 6

Прогностически значимые сферические функции в зависимости от m , n представлены в табл. 3.

Из проведенного исследования можно сделать вывод о целесообразности использования параметров ультрадлинных волн в качестве предикторов в статистической схеме прогноза температуры и осадков. На основании этого можно построить прогностическую схему, в которой в качестве предикторов используются коэффициенты разложения полей приземного давления по сферическим функциям.

В разработанной схеме долгосрочного прогноза в качестве предикторов использовались приведенные выше коэффициенты разложения по е. о. ф.

Для каждого предиктанта решалось прогностическое уравнение множественной регрессии, в которое входили параметры ультрадлинных волн, обладающие наибольшей прогностической информацией в зависимости от волновых чисел m , n и от заблаговременности для каждого предиктанта, в соответствии с данными табл. 1–3.

Путем решения уравнения множественной регрессии были получены прогнозы первых двух коэффициентов разложения по е. о. ф. полей средней месячной температуры воздуха и осадков за апрель–июль 1971–1975 гг., а для мая – только первого коэффициента разложения. Всего по каждой территории рассчитано 35 прогнозов.

Успешность прогнозов оценивалась по знаку ρ и по абсолютному значению Q .

Оценка Q рассчитывалась по формуле

$$Q_i = \frac{Y_{\text{ипр}} - Y_{\text{иф}}}{\sigma_{\text{иф}}}, \quad (3)$$

где $Y_{\text{ипр}}$ – прогностическое значение i -го предиктанта; $Y_{\text{иф}}$ – фактическое значение i -го предиктанта; $\sigma_{\text{иф}}$ – среднее квадратическое отклонение i -го предиктанта;

Прогноз считался оправдавшимся по знаку, если $\rho > 0$, и по значению, если $Q < 1$.

В табл. 4 и 5 приведены оценки успешности прогнозов a_1 , a_2 полей осадков и температуры по ρ , Q и совместно по ρ и Q в процентах от общего числа прогнозов.

Таблица

Информативные параметры ультрадлинных волн
для прогноза полей температуры и осадков

ЕЧС		АЧС	
m	n	m	n
Температура			
0	4, 6	0	4, 6
1	5, 7	2	2, 4, 8, 10
3	3, 7	3	3, 5
Осадки			
2	2, 4, 6, 8	1	1, 3, 5, 7, 9
		2	2, 10

Таблица

Оценка успешности прогнозов (%) a_1 и a_2 полей осадков

Территория	ρ	$Q < 1$	$\rho > 0$ $Q < 1$	$\rho > 0$ $Q > 1$	$\rho < 0$ $Q < 1$	$\rho < 0$ $Q > 1$
АЧС	0,08	63	34	20	29	17
ЕЧС	0,37	63	51	17	12	20
Средняя	0,23	63	42,5	18,5	20,5	18,5

Таблица

Оценка успешности прогнозов (%) a_1 и a_2 полей температуры

Территория	ρ	$Q < 1$	$\rho > 0$ $Q < 1$	$\rho > 0$ $Q > 1$	$\rho < 0$ $Q < 1$	$\rho < 0$ $Q > 1$
АЧС	0,14	60	46	12	14	28
ЕЧС	-0,09	52	40	6	12	42
Средняя	0,02	56	43	9	13	35

Как видно из табл. 4, прогнозы первых двух коэффициентов разложения полей осадков на апрель, июнь, июль и первого коэффициента разложения на май достаточно успешны. Причем прогнозы a_1 и a_2 полей осадков по ЕЧС оправдались значительно лучше, чем по АЧС.

Оценки прогнозов a_1 , a_2 (апрель, июнь, июль) и a_1 (май) полей температуры значительно ниже оценок прогнозов a_1 и a_2 полей осадков, хотя оценки прогнозов a_1 , a_2 полей температуры по АЧС выше оценок соответствующих прогнозов по ЕЧС.

На основании этого можно сделать вывод о целесообразности прогнозирования весенне-летних полей осадков как по ЕЧС, так и АЧС, а полей температуры только по АЧС.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Б л и н о в а Е. К. Гидродинамическая теория волн давления, температурных волн и центров действия атмосферы. – ДАН СССР, 1943, т.39, № 7, с.284–287.
2. К у р б а т к и н Г. П. Исследование ультрадлинных атмосферных волн. – В сб.: „Численные методы решения задач прогноза погоды и общей циркуляции атмосферы”. – Новосибирск, 1970. – 247 с.
3. М а т ю г и н В. А., Ю д и н М. И. К линейной теории бароклинных планетарных волн в атмосфере. – Труды ГГО, 1976, вып.367, с.3–14.
4. Ч у в а ш и н а И. Е., Ю д и н М. И. О значимости коэффициентов разложения в ряды по сферическим функциям приземного давления при предвычислении температуры воздуха. – Труды ГГО, 1986, вып.505, с.42–49.
5. Ю д и н М. И., М е щ е р с к а я А. В. Некоторые оценки естественных составляющих как предикторов и предиктантов. – Труды ГГО, 1972, вып.273, с.3–15.
6. Ю д и н М. И., Г у с е в а И. П., Г о л о д М. П. Спектральные характеристики трансформации кинетической энергии в атмосфере. – Труды ГГО, 1973, вып.298, с.3–14.
7. Ю д и н М. И. О значимости различных видов информации в задаче долгосрочного прогноза. – Метеорология и гидрология, 1979, № 3, с.5–13.

К ВОПРОСУ ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ РЯДОВ НАБЛЮДЕНИЙ РАЗНОЙ ДЛИНЫ В ФИЗИКО-СТАТИСТИЧЕСКОМ МЕТОДЕ ДОЛГОСРОЧНЫХ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПРОГНОЗОВ

Одной из основополагающих идей физико-статистического метода является положение о том, что исходная информация, используемая в качестве предикторов, должна содержать возможно более полные сведения о состоянии системы атмосфера — океан — деятельный слой почвы /1/. Поэтому информационная база физико-статистического метода включает предикторы, которые характеризуют состояние атмосферы над северным полушарием, а также внеатмосферные гидрометеорологические параметры такие, как ледовитость арктических морей, высота и граница снежного покрова, теплосодержание Атлантики и др. /2, 3/. Естественно, что при наличии такого большого архива предикторов, которые имеют разную длину наблюдений, возникает с одной стороны, вопрос об оптимальной длине ряда, с другой — каким образом можно использовать ряды наблюдений разной длины в линейных регрессионных моделях, являющихся в настоящее время самыми распространенными в долгосрочных прогнозах.

Вопрос об оптимальной длине рядов, используемых в корреляционных методах прогноза, нетривиален. Вот почему в работах отдела динамической метеорологии ГГО при разработке физико-статистического метода этому вопросу уделяется большое внимание /5, 6/. В работе /4/ был сделан вывод, что оптимальная длина рядов при прогнозе осадков и индекса засушливости Педя составляет 70 лет, а при прогнозе температуры — 60 лет.

Однако в архиве физико-статистического прогноза имеются предикторы с длиной рядов менее 60 лет.

После первого этапа отбора по значению коэффициента корреляции оставшиеся корреляционные связи проверяются на нелинейность и на достаточно высокую связность /7/, т. е. учитывается коррелированность предикторов.

Далее связность предикторов значимых для данного предиктанта исключается путем применения процедуры, называемой ортогонализацией предикторов. Процедура ортогонализации близка к известному методу просеивания /8/. Отличие заключается в том, что в методе просеивания порядок предсказателей устанавливается автоматически и определяется наибольшим вкладом соответствующего предсказателя в значение множественного коэффициента корреляции. Следствие того, что в физико-статистическом методе предсказатели имеют ряды разной длины, использование обычного метода просеивания привело бы к потере информации, так как пришлось бы обрезать все длинные ряды, уравнивая их с самыми короткими.

Видоизмененный метод просеивания, используемый в физико-статистических прогнозах /9/, заключается в следующем: порядок рассмотрения предикторов устанавливается субъективно и определяется прежде всего длиной ряда; учитываются одновременно значения статистических связей и крупномасштабность предсказателя. Особенно важен в смысле информативности выбор первого предиктора. Расчет прогностических значений предиктантов по уравнениям множественной регрессии проводится на базе ортогонализированных предикторов.

Н. А. Багровым и Н. Н. Мякишевой /10/ была предложена несколько иная схема прогноза с предсказателями различной длины. Если длина рядов предикторов равна $n_1 > n_2 > n_3 \dots$, а длина ряда предиктанта предполагается равной самому длинному ряду предикторов, то сначала строится уравнение регрессии по предсказателю с самым длинным рядом наблюдений. Каждый член ряда предиктанта (допустим ΔY) разбивается на 2 слагаемых

$$\Delta Y = \widehat{\Delta Y} + \delta_1 Y,$$

где ΔY – предсказываемая часть на основе использования предикторов длиной n_1 ; $\delta_1 Y$ – ошибка прогноза.

На следующем этапе из ошибки предсказания $\delta_1 Y$ выделяется среднее значение $\overline{\delta_1 Y}$ по выборке n_2

$$\delta_1 Y = \overline{\delta_1 Y} + \delta'_1 Y,$$

где $\delta'_1 Y$ – отклонение $\delta_1 Y$ от среднего $\overline{\delta_1 Y}$. Тогда

$$\delta'_1 Y = \widehat{\delta'_1 Y} + \delta_2 Y,$$

где $\delta_2 Y$ – предсказываемая часть $\delta'_1 Y$ по предикторам длиной n_2 ; $\delta_2 Y$ – ошибка прогноза $\delta'_1 Y$ по предикторам длиной n_2 и т.д.

Если ограничиться двумя группами предикторов длиной n_1 и n_2 , то получим так называемый двухэтапный прогноз. Значение $\delta_2 Y$ остается непредсказуемым, это так называемая теоретическая ошибка двухэтапного прогноза.

Прогностическое значение двухэтапного прогноза вычисляется по формуле

$$Y = \sum_{i=1}^{n_1} a_i x_i + \sum_{j=1}^{n_2} b_j z_j + \overline{\delta_1 Y} + \bar{Y},$$

где a_i, b_j – коэффициенты регрессии; x_i, z_j – значения предикторов; \bar{Y} – среднее значение предиктантов по ряду n_1 .

Были составлены прогнозы осадков, температуры и индекса засушливости S на весенне-летний период 1985 и 1986 гг. параллельно по двум схемам. Предиктантами являлись коэффициенты разложения по е. о. ф.

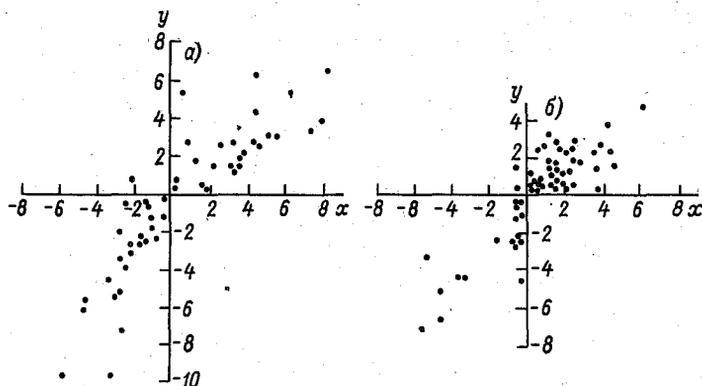


Рис. 1. Корреляционный график прогнозов с использованием ортогонализации (y) и по схеме Багрова – Мякишевой (x).

a – прогноз температуры, б – прогноз осадков.

поля осадков, температуры и индекса S. Предсказатели были взяты из архива физико-статистического прогноза. При прогнозе физико-статистическим методом обычно предлагаются несколько вариантов ортогонализации предикторов. Эти варианты и были использованы при расчетах. Всего составлено 128 пар параллельных прогнозов осадков, температуры и индекса S.

Поскольку прогнозы составлены с использованием одних и тех же предикторов, то естественно, что они хорошо коррелируют между собой (рис. 1). Однако следует отметить, что по абсолютному значению прогностические предиктанты по методу Багрова – Мякишевой в основном больше значений, полученных при ортогонализации предикторов.

Для сравнения этих схем были рассчитаны (табл. 1) средние относительные ошибки прогнозов

$$\delta = \frac{|Y_{\text{пр}} - Y_{\text{ф}}|}{\sigma_y},$$

где $Y_{\text{пр}}$ и $Y_{\text{ф}}$ – соответственно прогностическое и фактическое значение предиктанта; σ_y – его среднее квадратическое отклонение.

В табл. 1 также приведена средняя относительная ошибка комплексных физико-статистических прогнозов за 1985 и 1986 гг.

Число оцениваемых прогнозов по комплексному физико-статистическому методу несколько меньше (76 прогнозов), так как в этом случае рассматриваются оперативные прогнозы за 2 года, т. е. один прогноз для каждого предиктанта за каждый год.

Дело в том, что комплексный физико-статистический метод, с одной

Таблица 1

Средняя относительная ошибка прогнозов δ
и число прогнозов n , по которым она рассчитана

	Осадки		Температура		Индекс S	
	δ	n	δ	n	δ	n
Прогноз с использованием ортогонализации	0,84	59	1,08	51	1,17	18
схемы Багрова — Мякишевой	1,03	59	1,23	51	1,23	18
комплексного физико-статистического метода ГГО	0,85	32	0,93	32	0,70	12

стороны, учитывает результаты прогнозов по другим методам: аналогов, прогноз климатического фона, информационной оценки качества градуированных объектов. С другой стороны, в физико-статистическом методе, учитывая работы по оценке информативности предикторов /8/, была разработана система весов, в соответствии с которой информация о наиболее надежных предикторах входит с большим весом (веса вводятся уже после ортогонализации). Такой дополнительный учет информативности предикторов позволил уменьшить относительную ошибку комплексного прогноза.

На основе анализа данных табл. 1, можно сделать предварительный вывод о том, что ошибка прогнозов с использованием ортогонализации несколько меньше по сравнению со схемой Багрова — Мякишевой. Поэтому в физико-статистическом прогнозе целесообразно использовать прием ортогонализации предикторов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ю д и н М. И. Физико-статистический метод долгосрочных прогнозов погоды. — Л.: Гидрометеиздат, 1968. — 28 с.
2. Ю д и н 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.
3. Мещерская А. В., Леднева Н. В., Блажевич В. Г. Характеристика дополнительной гидрометеорологической информации, используемой в физико-статистическом прогнозе. — Труды ГГО, 1975, вып. 353, с. 115—122.

4. Блажевич В. Г., Мещерская А. В., Юдин М. И. Статистическая оценка информативности предикторов в зависимости от длины исходных рядов. — В кн.: Труды 5 Всесоюзного совещания по применению статистических методов в метеорологии. Казань, 11–14 июня 1985 г. —Л.: Гидрометеоиздат, 1987, с. 44–48.
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. 24–34.
6. Юдин М. И. и др. Предварительные выводы об информативности статистических соотношений / М. И. Юдин, В. Г. Блажевич, М. П. Голод, И. Е. Чувашина. — Труды ГГО, 1981, вып. 440, с. 12–23.
7. Юдин М. И., Мещерская А. В. Комплексный физико-статистический метод прогноза большой заблаговременности. — Метеорология и гидрология, 1977, № 1, с. 3–12.
8. Романовский В. И. Математическая статистика. —М.; Л.: ГОНТИ, 1938. —517 с.
9. Руководство по месячным прогнозам погоды/ Под ред. Н. А. Аристова, Н. А. Багрова, И. А. Васюкова, Г. Г. Громовой, Н. И. Зверева, А. Л. Каца, С. Т. Пагавы. —Л.: Гидрометеоиздат, 1972. —363 с.
10. Багров Н. А., Мякишева Н. Н. О регрессионной схеме прогноза с предсказателями различной длины рядов наблюдений. — Труды Гидрометцентра СССР, 1983, вып. 244, с. 3–7.

ДЕСЯТИЛЕТНИЙ ОПЫТ ДОЛГОСРОЧНОГО ПРОГНОЗА ДАТ УСТОЙЧИВОГО ВЕСЕННЕГО ПЕРЕХОДА ТЕМПЕРАТУРЫ ВОЗДУХА ЧЕРЕЗ 0 °С и +5 °С

В Главной геофизической обсерватории им. А. И. Воейкова под руководством профессора М. И. Юдина разработан физико-статистический метод долгосрочного прогноза хода температуры в течение сезона [6,7]. Этим методом, начиная с 1977 г. составляются оперативные прогнозы хода температуры в течение весны, и на их основе определяются прогностические даты устойчивого весеннего перехода температуры воздуха через 0 °С и +5 °С.

При решении поставленной задачи был разработан корреляционный метод определения климатических границ естественных синоптических сезонов [4], с помощью которого были установлены границы весны.

Затем были определены параметры, характеризующие наиболее крупномасштабные и долговременные температурные процессы внутри весеннего сезона. Эти параметры представляют собой коэффициенты разложения совокупности температурных полей в двойные ряды по естественным ортогональным функциям (е. о. ф.) горизонтальных координат и времени, и используются в качестве предиктантов [5].

Исходя из принципиальных соображений, лежащих в основе физико-статистического метода, о том что предикторы должны быть физически значимы [7], для описания начального состояния системы атмосфера — океан — деятельный слой почвы используются:

- атмосферные характеристики (давление, геопотенциал (AT_{500}), температура воздуха, осадки, облачность);

- информация о состоянии поверхности океана (изменения теплосодержания в зонах активного взаимодействия атмосферы и океана). В [3] показано, что изменения теплосодержания в этих зонах наиболее информативны для прогнозов температуры и осадков весенне-летнего сезона в основной сельскохозяйственной зоне СССР;

- информация о состоянии подстилающей поверхности (высота и границы снежного покрова, ледовитость Баренцева и Карского морей).

Помимо перечисленных характеристик состояния рассматриваемой физической системы, в качестве предикторов используются также различные показатели атмосферных процессов (число дней с формами циркуляции W и E по Вангейгейму; индекс Каца; интенсивность зональной циркуляции; индекс геомагнитной возмущенности).

Большинство перечисленных характеристик используются за предшествующие два года с отсечением информации по февраль текущего года, что позволяет учесть предысторию развития и цикличность атмосферных процессов. Начиная с 1983 г., для увеличения заблаговременности прогноза информация отсекается по январь текущего года.

Почти все предикторы подвергались предварительной математической обработке — разложению по е. о. ф. горизонтальных координат /2/.

Прогноз хода температуры воздуха основан на решении уравнений множественной регрессии.

Для определения дат устойчивого весеннего перехода средней суточной температуры воздуха через 0°C и $+5^{\circ}\text{C}$ строились графики прогностического хода температуры. По этим графикам определялись даты устойчивого перехода температуры воздуха через указанные градации в соответствии с определением, приведенным в /7/.

Оперативные долгосрочные прогнозы дат устойчивого весеннего перехода температуры воздуха составляются с 1977 г. Заблаговременность прогноза зависит от географического положения станций. Для прогноза даты перехода через $+5^{\circ}\text{C}$ заблаговременность прогнозов в южных районах основной сельскохозяйственной зоны СССР составляет около полутора, а в северных — около двух месяцев. Заблаговременность прогнозов дат перехода через 0°C примерно на 15 дней меньше, чем для дат перехода через $+5^{\circ}\text{C}$.

В прогнозах указываются даты и их аномалии по сравнению со средними многолетними значениями, поэтому прогнозы оценивались как по знаку, так и по значениям аномалий.

В соответствии с /1/ успешность прогнозов по знаку оценивалась по общепринятому критерию p .

Для оценки аномалий дат устойчивого перехода средней суточной температуры воздуха через 0°C и $+5^{\circ}\text{C}$ по отдельным градациям в /1/ рекомендована классификация аномалий дат (ΔD) перехода температуры на основе учета климатических особенностей данного явления. Выделено 8 градаций:

- 1) $\Delta D \geq 10$ дней; 2) $10 > \Delta D \geq 7$; 3) $7 > \Delta D \geq 4$;
- 4) $4 > \Delta D \geq 0$; 5) $0 > \Delta D \geq -4$; 6) $-4 > \Delta D \geq -7$;
- 7) $-7 > \Delta D \geq -10$; 8) $\Delta D < -10$ дней.

Такое деление ΔD связано с опасностью данного явления для народнохозяйственных организаций /1/. Прогностические и фактические значения ΔD разбивались по указанным градациям, затем сравнивались, и оценки рассчитывались по формуле

$$P = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N n_{ij} O_{ij},$$

где N — общее число станций; n_{ij} — количество пунктов, для которых давался прогноз класса Π_i , а фактически осуществлялся класс Φ_j ; O_{ij} определяются по матрице потерь оценок прогноза дат перехода температуры воздуха (табл. 1), заимствованной из /1/.

Уровень случайного прогноза любого класса по этой оценке равен 50%.
Оценки успешности долгосрочных прогнозов дат устойчивого перехода

Таблица 1

Матрица потерь оценок прогнозов дат устойчивого перехода температуры воздуха через 0 °С и +5 °С

Прогности- ческие классы	Фактические классы							
	Ф ₁	Ф ₂	Ф ₃	Ф ₄	Ф ₅	Ф ₆	Ф ₇	Ф ₈
П ₁	100	86	72	58	43	28	14	0
П ₂	74	100	74	60	45	30	15	2
П ₃	51	65	100	65	51	37	23	8
П ₄	33	47	61	100	61	47	33	18
П ₅	18	33	47	61	100	61	47	33
П ₆	8	23	37	51	65	100	65	51
П ₇	2	15	30	45	60	74	100	74
П ₈	0	14	28	43	58	72	86	100

Таблица 2

Оценка оправдываемости по ρ прогнозов дат устойчивого перехода температуры воздуха через 0 °С и +5 °С

Т °С	Прогнозируемый год										Среднее
	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	
0	0,78	0,67	0,45	0,67	0,56	0,00	-0,55	0,67	0,67	-0,54	0,34
+5	0,67	0,18	0,56	0,50	0,50	0,67	-0,56	0,67	0,30	0,27	0,38

Таблица 3

Оценка успешности по Р прогнозов (%) дат устойчивого перехода температуры воздуха через 0 °С и +5 °С

Т °С	Прогнозируемый год										Среднее
	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	
0	60,7	63,0	73,0	60,7	44,7	61,7	22,2	65,6	66,4	58,8	57,7
+5	72,7	56,5	61,5	74,1	55,4	63,7	20,4	82,0	62,0	74,4	62,2

да температуры воздуха через 0°C и $+5^{\circ}\text{C}$ приведены в табл. 1, 2 и 3.

Как видно из табл. 2 и 3, прогнозы аномалий дат устойчивого перехода через 0°C и $+5^{\circ}\text{C}$ имеют довольно высокую успешность, за десять лет по знаку ρ и по оценке абсолютных значений аномалий P не оправдалось два прогноза дат перехода через 0°C и один прогноз даты перехода через $+5^{\circ}\text{C}$.

Превышение над случайным прогнозом составило 8,8 % для прогноза даты перехода через 0°C и 12 % для прогноза даты перехода через $+5^{\circ}\text{C}$.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Временные указания по проведению оперативных испытаний методов долгосрочных прогнозов погоды / Под ред. А. П. Жидикова. — М.: 1983. — 18 с.
2. Мещерская А. В. и др. Естественные составляющие метеорологических полей. — Л.: Гидрометеоздат, 1981. — 200 с.
3. Строкина Л. А., Чувашина И. Е., Юдин М. И. Изменение теплосодержания воды в Северной Атлантике как индикатор процессов с длительным последствием. — Метеорология и гидрология, 1983, № 4, с. 67–75.
4. Чувашина И. Е. Корреляционный метод определения климатических границ сезонов года. — Труды ГГО, 1976, вып. 376, с. 68–80.
5. Чувашина И. Е. Применение аппарата разложения в двойные ряды по е. о. ф. координат и времени для исследования временной структуры полей средних суточных температур. — Труды ГГО, 1976, вып. 367, с. 81–88.
6. Чувашина И. Е. Прогноз хода температуры во времени внутри сезона физико-статистическим методом. — В кн.: Труды 2 Всесоюзного симпозиума „Применение статистических методов в метеорологии”. — Л.: Гидрометеоздат, 1977, с. 74–77.
7. Чувашина И. Е. Прогноз дат весеннего устойчивого перехода через 0°C , $+5^{\circ}\text{C}$. — Труды ГГО, 1981, вып. 446, с. 47–51.
8. Юдин М. И. Физико-статистический метод долгосрочных прогнозов погоды. — Л.: Гидрометеоздат, 1968. — 28 с.

ТРЕНДЫ ТЕМПЕРАТУРЫ ВОЗДУХА В ОСНОВНЫХ ЗЕРНОПРОИЗВОДЯЩИХ РАЙОНАХ СССР ЗА ПЕРИОД ИНСТРУМЕНТАЛЬНЫХ НАБЛЮДЕНИЙ

В связи с возрастающим влиянием деятельности человека на окружающую среду вопросы колебаний и изменений метеорологического режима очень актуальны.

Этой проблеме посвящена огромная литература. В СССР — это известные исследования М.И.Будько, Е.П.Борисенкова, Г.В.Грузы и его сотрудников, К.Я.Винникова и многих других авторов. Большинство работ, посвященных мониторингу климата, относится к северному полушарию в целом или к его отдельным широтным зонам и крупным регионам. Изменению метеорологического режима на территории СССР уделено существенно меньше внимания.

Из относительно ранних исследований по мониторингу температуры на территории СССР необходимо выделить известную монографию Е.С.Рубинштейн и Л.Г.Полозовой /14/, а из более поздних — статьи О.А.Дроздова /6/, Г.В.Грузы, Л.К.Клещенко и Э.Я.Раньковой /5/, Т.А.Белокрыловой и А.Т.Саниной /1/ и др. В работах по мониторингу метеорологических условий одна из трудностей связана с методами вычленения долгопериодных составляющих. При этом одни авторы предпочитают скользящее сглаживание /2/, другие аппроксимируют исходные ряды аналитическими функциями /4, 5/. Оба подхода имеют свои слабые стороны. Известно, что сглаживание ряда с помощью скользящих средних может привести к искажению фаз цикла /3/, но если период осреднения меньше периода колебаний основных гармоник, искажение фазы не происходит. В этом плане 5-летние скользящие средние по-видимому, достаточно репрезентативны, поскольку период колебаний большинства гармоник, наиболее часто встречающихся в метеорологических рядах, превышает пять лет (кроме 2–3-летней цикличности). Вместе с тем, очевидно с помощью 5-летних скользящих средних удается выявить не только основную тенденцию, но и случайные вариации анализируемых рядов.

В этом отношении более показательны результаты аппроксимации рядов полиномами n -степени. Г.В.Груза и его сорудники в многочисленных работах по мониторингу климата пришли к выводу о нецелесообразности применения с этой целью полиномов высокого порядка /4/. Обычно используют полиномы второй и третьей степени.

В данной статье рассмотрены многолетние тренды температуры в основных зернопроизводящих районах СССР за 1891–1980 гг. Исходные данные представлены рядами аномалий средней месячной температуры воздуха на 104 станциях. Анализ термического режима выполнен при разных вариантах пространственно-временного осреднения температуры. В основном рассматриваются аномалии температуры (Δt) теплого и хо-

Таблица 1

Число станций с положительным n_+ и отрицательным n_- знаком тренда температуры в % от общего числа станций

n	1891 – 1900	1901 – 1910	1911 – 1920	1921 – 1930	1931 – 1940	1941 – 1950	1951 – 1960	1961 – 1970	1971 – 1980
	Холодный период								
n_+	4	1	0	0	1	1	1	48	75
n_-	60	71	77	70	53	9	2	1	1
n_N	36	28	23	30	46	90	97	51	24
	Теплый период								
n_+	8	10	5	20	32	36	40	40	43
n_-	54	37	17	10	3	1	1	2	15
n_N	38	53	78	70	65	63	59	58	42

Примечание: n_N – число станций (%), для которых значения трендовых составляющих не превышает 40 % амплитуды тренда.

лодного периодов, полученные путем осреднения средних месячных аномалий температуры соответственно за апрель-октябрь и ноябрь-март

Анализ трендов температуры по данным на станциях. Методика расчета трендов температуры аналогична той, которая использована для анализа трендов осадков [9]. Для получения многолетних трендов аномалий температуры ряды Δt на 104-х станциях, предварительно осредненных за теплый и холодный период, аппроксимировались параболой второго порядка.

Чтобы получить представление о преобладающих знаках тренда в целом по основным сельскохозяйственным районам СССР, анализировался преобладающий знак тренда по 10-летиям на каждой из рассматриваемых станций.

В табл.1 представлено число станций в процентах от общего числа, из которых преобладали положительные или отрицательные знаки тренда. Отметим, что при составлении табл. 1 из общего числа станций (104) были исключены двенадцать, расположенных в крупнейших городах СССР населением более 1 млн. человек.

Анализ данных табл. 1 показывает, что, как в теплый, так и в холодный период года хорошо прослеживается рост числа станций с положительными трендами температуры от ранних к поздним 10-летиям, который особенно резко выражен в холодный период. Максимальное число станций (75 %) с положительным знаком тренда в холодный период пришлось на 1971–1980 гг.

В теплый период года положительные значения тренда (по сравнению с отрицательными) преобладают с начала 20-х годов. Максимальное значение n_+ также пришлось на 1971–1980 гг., но составило всего 43 % от общего числа станций. Отметим, что в теплый период преобладают не

большие положительные и отрицательные значения тренда в пределах 40 % от амплитуды тренда (p_N). Полученные результаты подтверждают вывод о некотором потеплении на территории СССР в последние годы, к которому ранее пришли Г.В.Груза, Л.К.Клещенко, Э.Я.Ранькова /5/, а также Т.А.Белокрылова и А.Т.Санина /1/.

Из анализа данных табл. 1 следует, что в первые десятилетия преобладал отрицательный знак тренда температуры. В теплый период наибольшее значение p_- (54 %) приходится на 1891–1900 гг. В холодный период отрицательные значения тренда доминировали с 1891 по 1940 гг., причем максимум (77 %) пришелся на 1911–1920 гг.

Необходимо обратить внимание на 20-е — 40-е годы, известные как период потепления Арктики. Из табл.1 следует, что на территории основных зернопроизводящих районов СССР зимой этот период не только не сопровождался повышенным фоном температуры, но даже характеризовался преобладанием отрицательных знаков тренда, что на первый взгляд представляется весьма неожиданным. Однако, судя по картам Н.П.Ковыневой и К.Я.Винникова /2/ между средней годовой приземной температурой внетропической части северного полушария и температурой воздуха в степной и лесостепной зонах СССР линейные положительные связи очень слабы. Более того, в Западной Сибири и Северном Казахстане зимой, летом и осенью имеет место даже обратная зависимость, т.е. повышение средней годовой температуры внетропической части северного полушария в 20-х — 40-х годах сопровождалось отрицательными аномалиями температуры.

Тот факт, что в период потепления Арктики на территории основных зернопроизводящих районов СССР в холодную часть года температура воздуха была ниже средних многолетних значений следует также из рис. 1 б, 2 б. Хорошо видно, что с середины 20-х годов до середины 50-х отмечается пониженный фон температуры зимой, особенно четко проявившийся на АЧС. Так с 1927 по 1956 г. в среднем температура холодного периода была ниже средней многолетней на 0,4 °С для ЕЧС и на 0,5 °С для АЧС.

Анализ многолетних трендов температуры, осредненной по ЕЧС и АЧС. Для осреднения температуры в целом по ЕЧС и АЧС, за каждый месяц 1891–1985 гг. рассчитывались средние аномалии температуры (Δt) с весовыми коэффициентами, пропорциональными площади административных областей, к которым относится данная станция, при соблюдении условия нормировки весов (т.е. сумма весов должна быть равна 1). Полученные значения Δt с учетом площади вторично осреднялись за каждый год теплого и холодного периода (см. рис. 1 и 2). Территория ЕЧС и АЧС соответствовала той, которая была принята при составлении каталогов лет с аномальными метеорологическими условиями /11/ за исключением 12 областей, в которых метеостанции расположены в городах с населением более 1 млн человек. Аномалии температуры в 12 крупных городах также осреднялись за теплый и холодный

периоды с учетом площади областей. Эти ряды рассматривались отдельно, чтобы оценить в первом приближении, как сказалось влияние города на многолетних трендах температуры воздуха.

На рис. 1 и 2 наряду с многолетними рядами Δt на ЕЧС и АЧС за теплый и холодный период приведены 5-летние скользящие средние этих рядов, а также линейные тренды Δt .

Анализ рис. 1 и 2 позволяет, во-первых, отметить, что средние квадратические отклонения 5-летних скользящих средних значений температуры в холодную часть года в 2 раза больше, чем в теплую. Во-вторых, судя по линейному тренду имеет место рост температуры с конца XIX века к 80-м годам XX века. В холодный период года рост температуры существенно сильнее, чем в теплый. Третья особенность временных рядов Δt , состоящая в пониженном фоне температуры в холодную часть года в период потепления Арктики, уже была рассмотрена выше.

Заметим, что в теплую часть года непродолжительные периоды более высоких температур (1931–1939 гг., 1951–1957 гг. на ЕЧС; 1951–1957 гг. на АЧС) сменялись периодами относительно низких температур (1911–1916 гг., 1941–1947 гг., 1976–1980 гг. на ЕЧС; 1891–1914 гг. на АЧС).

Помимо средних аномалий температуры для ЕЧС и АЧС был выполнен расчет средних аномалий температуры за теплый и холодный период в целом для 12 крупных городов СССР (Москва, Ленинград, Киев, Харьков, Одесса, Минск, Горький, Уфа, Свердловск, Челябинск, Новосибирск, Омск).

Отмеченные особенности временного хода температуры в полной мере относятся к аномалиям температуры в крупных городах.

Оценка скорости роста средних аномалий температуры воздуха и учет влияния крупных городов на температуру. Для расчета скорости роста средних аномалий температуры на ЕЧС, АЧС и в крупных городах СССР ряды Δt аппроксимировались линейным трендом

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

где β_0 — среднее значение ряда; β_1 — коэффициент регрессии, характеризующий скорость изменения температуры.

Следуя формулам и обозначениям, приведенным И. И. Поляком в [13],

$$\beta_0 = \frac{1}{2k+1} \sum_{i=0}^{2k} Y_i, \quad (2)$$

где $k = 0,5 p$, а p — длина ряда;

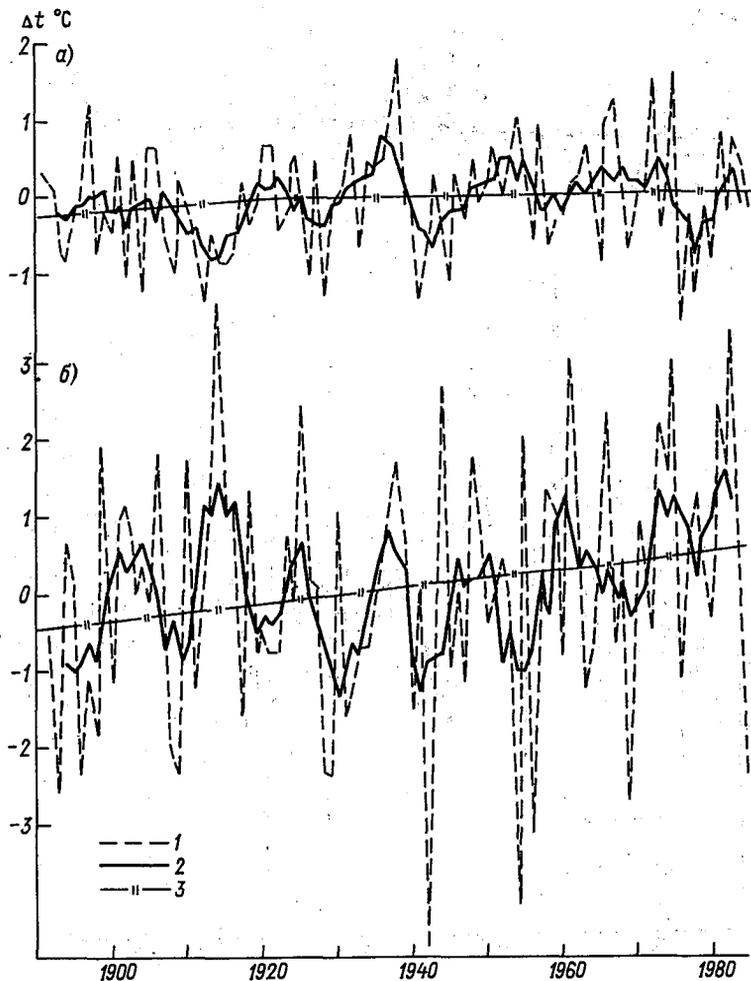


Рис. 1. Временной ход аномалий температуры (1) и пятилетних скользящих средних (2), а также линейный тренд аномалий температуры (3) на ЕЧС за апрель – октябрь (а) и ноябрь – март (б).

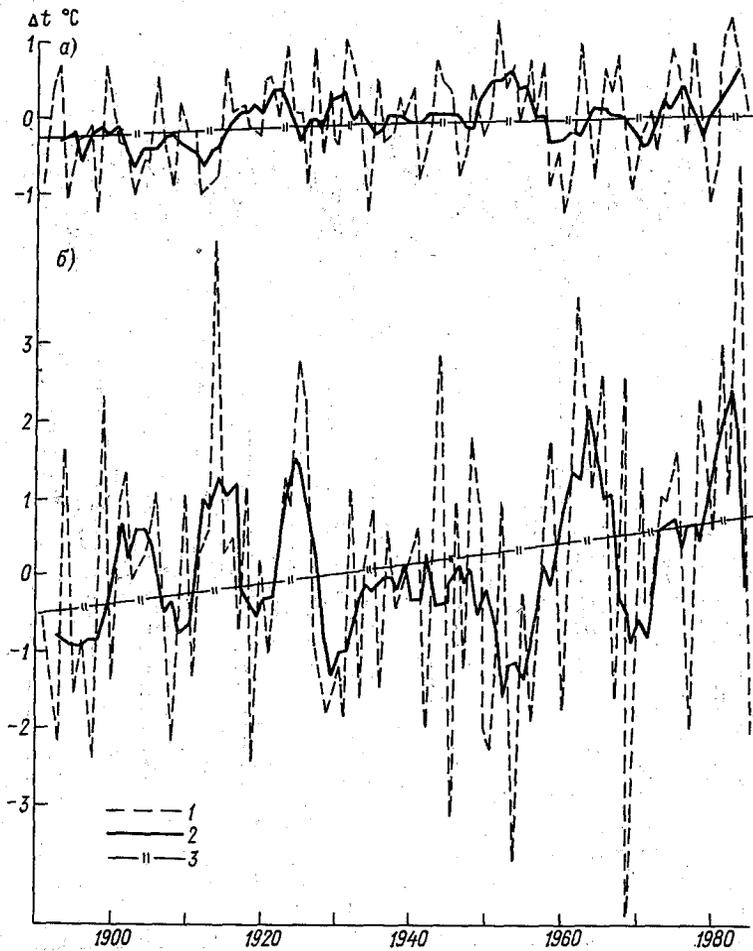


Рис. 2. Временной ход аномалий температуры (1) и пятилетних скользящих средних (2), а также линейный тренд аномалий температуры (3) на АЧС за апрель – октябрь (а) и ноябрь – март (б).

Таблица 2

Оценки скорости роста температуры и статистической значимости линейных трендов температуры за 1891 – 1985 г. в основной зернопроизводящей зоне СССР

Территория	Период	Месяцы	$\beta_1 \cdot 10^2$ °C/год	2σ	Оценка значимости
ЕЧС	1891 – 1985	IV – X	0,34	0,56	Незначим
		XI – III	1,05	1,20	– „ –
АЧС	1891 – 1985	IV – X	0,47	0,49	Незначим*
		XI – III	1,40	1,36	Значим
12 крупных городов	1891 – 1985	IV – X	0,68	0,44	– „ –
		IX – III	1,53	1,18	– „ –
Ленинград	1752 – 1981	IV – X	0,20	0,18	– „ –
		XI – III	0,86	0,31	– „ –
Ленинград	1922 – 1980	I – XII	1,53	1,12	– „ –

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

где i – порядковый номер года.

Оценивалась также значимость линейных трендов температуры. Согласно [13], линейный тренд статистически значим с вероятностью 95 %, если $|\beta_1| > 2\sigma_{\beta_1}$, тогда

$$\sigma_{\beta_1} = \sqrt{\frac{3\sigma^2}{k(k+1)(2k+1)}}, \quad (4)$$

где σ_{β_1} – среднее квадратическое отклонение β_1 , а σ^2 – дисперсия исходного ряда, рассчитанная для отклонений от среднего значения.

Значения β_1 и $2\sigma_{\beta_1}$ для рассматриваемых рядов Δt приведены в табл. 2, из которой следует, что линейные тренды средних аномалий температуры статистически значимы в крупных городах, а также в холодный период года на АЧС. Следует заметить, что принятый критерий оценки значимости тренда, конечно, условен. Так, при $|\beta_1| > 2\sigma_{\beta_1}$ тренд температуры теплого периода на АЧС незначим (он отмечен в табл. 2 звездочкой). Однако при смягчении критерия оценки до уровня 94 % этот тренд оказался бы значимым.

Используя значения β_1 , нетрудно подсчитать, что за 95 лет рост температуры в теплый период составил 0,32 °C на ЕЧС и 0,45 °C на АЧС. В среднем для основных сельскохозяйственных районов СССР температура воздуха на 0,38 °C в теплый и на 1,15 °C в холодный период года. В крупных городах за этот же ряд лет температура повысилась на 0,65 °C в теп-

лый и на $1,45^{\circ}\text{C}$ в холодный период года.

Таким образом, рост температуры в крупных городах в оба периода года оказался на $0,3^{\circ}\text{C}$ выше, чем на остальной территории и связан, очевидно, с антропогенным влиянием города на температуру воздуха. Приведенная оценка справедлива, если на остальных станциях, с населением менее 1 млн. человек, антропогенное влияние города на температуру полностью отсутствует. Поскольку это предположение маловероятно, то оценка в $0,3^{\circ}\text{C}$ является оценкой снизу. В этой связи необходимо также обратить внимание на следующие обстоятельства. Во-первых, полученная оценка относится к 95-летнему ряду. Использование более коротких рядов может несколько изменить результат. Во-вторых, оценка выполнена в среднем для аномалий температуры на 12 метеостанциях в крупных городах. На некоторых метеостанциях влияние города может оказаться несущественным. Так, в /7/ влияние города на температуру выявлено только в 5 городах СССР из 17 рассмотренных.

Вместе с тем в ряде крупнейших городов СССР антропогенное влияние города проявляется гораздо сильнее, чем в среднем для 12 крупных городов. Об этом свидетельствуют работы Л. Т. Матвеева/8/, В. Н. Паршина /12/, М. М. Чернавской /15/, и Н. А. Козуто /7/, которые рассчитывали скорости роста разностей температуры в городе и его окрестностях.

В соответствии с результатами М. М. Чернавской за примерно 50-летний период (по 1980 год включительно) рост среднегодовой температуры за счет урбанизации в Ленинграде, Горьком и Свердловске составляет около $0,6^{\circ}\text{C}$, а в Москве около $0,7^{\circ}\text{C}$. Близкая оценка $0,8^{\circ}\text{C}$ для Москвы получена В. Н. Паршиным.

А. В. Мещерской и М. П. Голод /10/ были рассмотрены линейные тренды температуры в Ленинграде за 230 и 59 лет. Повышение средней годовой температуры за 1922–1980 гг. составило $0,9^{\circ}\text{C}$ (см. табл. 2), из которых $0,6^{\circ}\text{C}$, согласно /15/, обусловлено антропогенным влиянием города

Выводы

1. Подтвержден рост температуры воздуха на ЕЧС и АЧС с конца XIX века до 80-х годов XX века как в холодный, так и в теплый период года.

2. Оценена скорость линейного роста температуры по ЕЧС и АЧС и в целом для основных зернопроизводящих районов СССР. Показано, что в среднем для основных зернопроизводящих районов СССР за 95 лет температура возросла на $0,38^{\circ}\text{C}$ в теплый и на $1,15^{\circ}\text{C}$ в холодный период года.

3. Оценена скорость линейного роста температуры для 12 крупнейших городов СССР с населением более 1 млн. человек. Показано, что за 95 лет температура повысилась на $0,65^{\circ}\text{C}$ в теплый и на $1,45^{\circ}\text{C}$ в холодный период года. Таким образом повышение температуры воздуха в крупных городах оказалось на $0,3^{\circ}\text{C}$ выше, чем на остальной территории.

4. Линейный рост температуры значим в ноябре-марте на АЧС и в среднем в 12 крупнейших городах СССР в ноябре-марте и в апреле-октябре

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Белокрылова Т. А., Санина А. Т. Многолетняя изменчивость гидрометеорологических параметров в бассейнах рек Европейской территории СССР и Среднего региона. — Труды ВНИИГМИ-МЦД, 1983, вып.98, с.34–44.
2. Винников К. Я. Чувствительность климата. —Л.: Гидрометеиздат, 1986. —223 с.
3. Ворончук М. М. Оценка и учет искажений цикличности, возникающих при анализе колебаний стока методами скользящих средних и интегрально-разностных кривых. — В кн.: Труды 4 Всесоюзного гидрологического съезда —Л.: Гидрометеиздат, 1975, с.289–298.
4. Груза Г. В., Ранькова Э. Я. Структура и изменчивость наблюдаемого климата. Температура воздуха северного полушария. —Л.: Гидрометеиздат, 1980, —72 с.
5. 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.
6. Лроздов О. А. О связи увлажнения с термическим режимом при колебании климата. — Метеорология и гидрология, 1977, с.3–10.
7. 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. Ленинград, ГГИ, февраль 1979. Вопросы гидрологии суши. —Л.: Гидрометеиздат, 1980, с.94–100.
8. Матвеев Л. Т. Особенности метеорологического режима большого города. — Метеорология и гидрология, 1979, № 5, с.22–27.
9. Мещерская А. В. и др. Анализ тенденций увлажнения основной сельскохозяйственной зоны СССР за период инструментальных наблюдений /А. В. Мещерская, В. Г. Блажевич, М. П. Голод, И. Г. Белякина. — Труды ГГО, 1986, вып.505, с.108–120.
10. Мещерская А. В., Голод М. П. О колебаниях температуры воздуха в Ленинграде за 230 лет. — Труды ГГО, 1986, вып.505, с.129–139.
11. Мещерская А. В., Блажевич В. Г. Каталоги площадей аномалий осадков. — Труды ГГО, 1978, вып.400, с.99–112.
12. Паршин В. Н. Влияние большого города на температуру воздуха. Метеорология и гидрология, 1980, № 5, с.37–42.
13. Поляк И. И. Методы анализа случайных процессов и полей в климатологии. —Л.: Гидрометеиздат, 1979. —254 с.
14. Рубинштейн Е. С., Полозова Л. Г. Современное изменение климата. —Л.: Гидрометеиздат, 1966. —268 с.
15. Чернавская М. М. Тренд температуры воздуха некоторых крупнейших городов СССР. — Изв. АН СССР, сер.геогр. 1985, № 3, с.94–99.

ОБ ОЦЕНКЕ ХАРАКТЕРИСТИК ВЫБРОСОВ ГАУССОВСКИХ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПОЛЕЙ И ИХ ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ

В последние годы наметилась тенденция к расширению круга статистических параметров климатической системы, используемых для диагноза текущего климата. К числу таких параметров могут быть отнесены пространственные характеристики выбросов, т. е. характеристики связанных областей превышения метеорологическим полем заданного уровня (для температуры — очагов тепла и холода) /2/.

Однако даже при анализе средних значений температуры воздуха возникает множество методических вопросов, приводящих к различной интерпретации имеющихся исходных данных. Поэтому нетривиальным является вопрос о возможности применения пространственных характеристик выбросов метеорологических полей для анализа изменений климата, в частности, при изучении термического режима больших регионов.

Для изучения статистических особенностей характеристик превышения температурой воздуха заданного уровня был применен метод статистического моделирования. Поскольку для целей мониторинга климата используются температурные ряды достаточно большого масштаба временного осреднения (месяц), то для их описания вполне приемлемым приближением является гауссовская модель.

В работе использовались алгоритмы моделирования, позволяющие имитировать однородные гауссовские поля с заданной корреляционной функцией в достаточно большом числе точек /1, 3/.

На первом этапе анализировались общие закономерности характеристик выбросов в стационарном режиме. При этом рассматривались те же случайные величины, порожденные пересечениями уровня, которые рассматривались и при эмпирическом анализе данных /7/, а именно: число и суммарная площадь выбросов на реализации, а также площадь отдельных выбросов. Некоторые результаты этой серии экспериментов представлены в /8/.

На рис. 1 приведены результаты моделирования распределения индивидуальной площади выбросов нормированного поля вверх через уровни $C = 1$ и $C = 2$. По оси абсцисс отложены безразмерные величины $a\bar{N}_1$, где a — градации площади в каких-либо единицах измерения, \bar{N}_1 — среднее число выбросов, приходящееся на выбранную единицу площади. На рис. 1 б для $C = 2$ наряду с модельными приведены асимптотические оценки /5/, справедливые для достаточно высоких уровней.

Для того, чтобы воспользоваться представленными на рис. 1 кривыми, нужно знать значение среднего числа выбросов через выбранный уровень. В /8/ была приведена зависимость среднего числа выбросов от уровня в безразмерных единицах и отмечалось, что для дифференцируемых

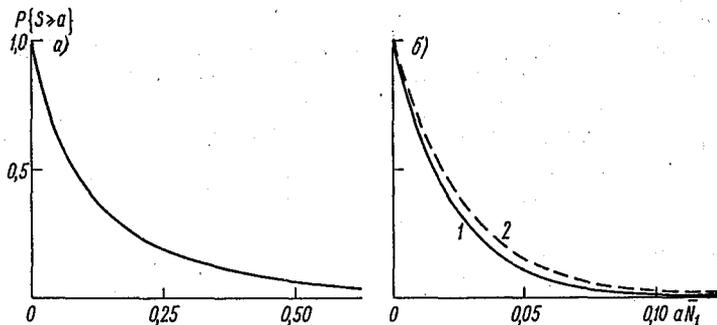


Рис. 1. Распределение индивидуальной площади выбросов.
 а) С-1; б) С-2. 1 – модельные оценки; 2 – асимптотические оценки.

однородных гауссовских полей соотношение между числом выбросов через различные уровни слабо зависит от вида корреляционной функции анализируемого поля (точнее, с помощью метода статистического моделирования различие обнаружить не удастся). Для получения же абсолютных значений числа выбросов через какой-либо уровень необходимо задать параметр

$$\det = (\| -r''(\vec{0}) \|)^{1/2},$$

где $r(\vec{\rho})$ – корреляционная функция анализируемого поля. Использование параметра \det для оценки числа выбросов следует из асимптотики

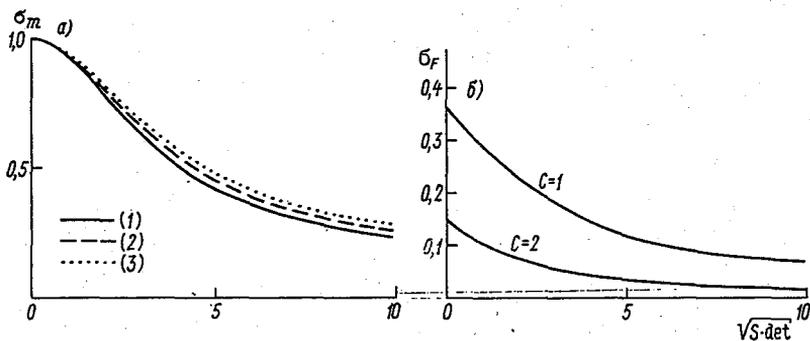


Рис. 2. Влияние размеров области на вариации основных статистических параметров.

а – стандарт среднего; б – стандарт доли площади с аномалиями больше заданного уровня. (1) – (3) – корреляционные функции.

числа выбросов /5/.

Надежную оценку величины \det непосредственно по фактическим данным получить достаточно трудно. Поэтому в настоящей работе была предпринята попытка связать параметр \det с более простыми интегральными характеристиками, которые либо известны, либо могут быть легко рассчитаны.

На рис. 2 а приведена зависимость от параметра $\sqrt{S \cdot \det}$ стандарта среднего значения нормированного поля σ_m по области с площадью S для трех видов корреляционной функции

$$r(\rho) = \exp(-\rho^2), \quad (1)$$

$$r(\rho) = \exp(-\rho) \left(1 + \rho + \frac{2}{5}\rho^2 + \frac{1}{15}\rho^3\right), \quad (2)$$

$$r(\rho) = \exp(-\rho) \left(1 + \rho + \frac{1}{3}\rho^2\right). \quad (3)$$

Функция (1) является бесконечно дифференцируемой с параметром $\det = 2$; поле с функцией (2) имеет три производные и параметр $\det = 1/5$; поле с функцией (3) имеет две производные, с параметром $\det = 1/3$. Как видно из рисунка, нормирование линейного размера области на $(\det)^{-1/2}$ дает зависимость, весьма слабо варьирующуюся от вида корреляционной функции (по крайней мере, для масштабов, рассматриваемых при мониторинге термического режима), которая может быть использована для косвенной оценки параметра \det . В частности, для средней месячной температуры воздуха по данным о дисперсии среднего для зоны 80–35° с. ш. получаем, что $\det \approx 1,4 \cdot 10^{-6} \text{ км}^{-2}$. Такое значение параметра хорошо согласуется с полученным ранее в /8/ из других соображений по данным /2/ о числе очагов через высокие уровни.

Наряду с дисперсией пространственного среднего оценивалась вариация такой важной для мониторинга характеристики, как доля площади с аномалиями больше заданного уровня C . Расчеты велись по формуле

$$\sigma_F^2 = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{[\Phi^{(n)}(C)]^2}{n!} \frac{1}{S^2} \iint_{\vec{x}, \vec{y} \in \Omega} r^n(\vec{x}, \vec{y}) d\vec{x} d\vec{y}, \quad (4)$$

аналогичной приведенной в /4/ для временных рядов. Здесь S — площадь рассматриваемой области Ω . На рис. 2 б приведено только по одной зависимости для каждого уровня из-за близости соответствующих кривых для разных функций. Эти зависимости также могут быть использованы для косвенной оценки параметра \det , что в совокупности с результатами /8/ дает представление об основных особенностях характеристик очагов рассматриваемых полей.

Поскольку характеристики выбросов гауссовских метеорологических полей зависят как от значений среднего и дисперсии изучаемого поля, так и от характера пространственной связности (в первую очередь, от параметра det), то возможно, двоякое использование характеристик выбросов при анализе стационарных процессов. Во-первых, характеристики выбросов можно рассматривать как дополнительную информацию при изучении закономерностей временного хода среднего и дисперсии. Во-вторых, исходя из установленных закономерностей хода среднего и дисперсии, можно анализировать особенности изменения характеристик выбросов, отражающие временные изменения в тонкой структуре поля.

В настоящей работе остановимся лишь на первом этапе. В ходе статистических экспериментов, выполненных в стационарном режиме, были установлены знаки и абсолютные значения угловых коэффициентов линейных трендов различных характеристик выбросов, обусловленных изменениями среднего значения и дисперсии поля.

Данные, приведенные в табл. 1 дают представление об относительном изменении средних значений характеристик выбросов: интегральной площади F , нормированной на площадь рассматриваемой области; числа очагов N и их индивидуальной площади S при уменьшении пространственно-среднего на значение, равное его стандарту. Эти оценки получены при рассмотрении областей со стандартом среднего $\sigma_m \approx 0,15-0,20$.

Знаки трендов числа выбросов через норму противоположны знакам трендов их площади в силу отмечавшегося в [8] наличия в зависимости числа выбросов от уровня максимума, который смещен относительно нормы приблизительно на 0,7-0,8 для положительных аномалий и на такое же значение в другую сторону для отрицательных аномалий. Этим же обусловлено и сравнительно малое изменение числа выбросов через уровень $C = -1$. Несмотря на то что относительные погрешности (в % от истинного значения) за счет сдвига нормы особенно велики для индивидуальной площади выбросов через норму, на фоне естественной изменчивости тренды этой характеристики более хорошо проявляются при $C = \pm 1$. Для числа очагов уменьшение среднего наиболее заметно сказывается на оценке количества сильных отрицательных аномалий и выбросов

Таблица 1

Относительные изменения характеристик выбросов
при изменении среднего значения ($\Delta m/\sigma_m \approx -1,0$)

Уровень	$\Delta F/\sigma_F$	$\Delta N/\sigma_N$	$\Delta S/\sigma_S$
-2	+0,60	+0,7	+0,1
-1	+0,87	+0,2	+0,5
-0	+0,92	-0,6	+0,4
+0	-0,92	+0,6	-0,2
+1	-0,76	-0,5	-0,5
+2	-0,47	-0,4	-0,2

через норму. Лучше всего реагирует на изменение среднего интегральная площадь очагов. В частности, относительное изменение этой характеристики через норму составляет более 90 % от изменения среднего значения.

Аналогичные априорные оценки анализа влияния тренда дисперсии показали, как и следовало ожидать, что мультипликативный тренд наиболее заметно проявляется на оценках числа и площади сильных аномалий.

Для определения реальной чувствительности характеристик выбросов к трендам нормы и дисперсии была проведена серия статистических экспериментов, в которой осуществлялось моделирование нестационарных (в смысле среднего и дисперсии) полей с последующей оценкой значимости трендов различных характеристик.

В табл. 2 приведены значения для одной из выборок t-статистики /6/, вычисленные при анализе соответствующих трендов. Полученные данные позволяют судить о чувствительности характеристик выбросов к изменению среднего при различной длине ряда и разных значениях углового коэффициента тренда среднего (при $t > 2$ тренд считается значимым с вероятностью не менее 95 %).

При 60-летней длине ряда все характеристики выбросов обнаружи-

Таблица 2
Чувствительность характеристик выбросов к тренду среднего

Характеристика	Уровень	N = 60		N = 30		
		$\Delta_1 = 0,03\sigma_m$	$\Delta_1 = 0,02\sigma_m$	$\Delta_1 = 0,02\sigma_m$	$\Delta_1 = 0,03\sigma_m$	$\Delta_1 = 0,06\sigma_m$
m	-	5,3	3,5	0,6	1,2	2,6
σ	-	0,6	0,6	0,0	0,0	0,0
N	-2	1,3	0,6	0,1	0,1	0,2
	-1	0,9	0,2	1,3	1,6	0,1
	-0	3,8	2,6	0,8	1,1	1,5
	+0	2,6	0,9	0,2	0,2	1,5
	+1	0,1	0,0	0,1	0,3	0,4
	+2	3,4	2,6	1,7	2,1	2,7
Ω	-2	1,7	0,9	0,2	0,1	0,9
	-1	4,0	2,5	0,7	1,1	2,2
	-0	5,2	3,4	0,5	1,1	2,5
	+0	5,2	3,4	0,5	1,1	2,5
	+1	4,7	3,2	1,0	1,4	2,7
	+2	2,5	1,9	0,4	0,6	1,1
S	-2	0,8	0,2	0,5	0,8	1,5
	-1	2,9	2,3	1,1	1,7	2,0
	-0	2,2	0,7	0,6	0,1	0,3
	+0	2,3	1,5	1,1	0,8	1,7
	+1	3,6	2,7	0,4	1,2	2,0
	+2	1,3	0,4	0,6	0,4	0,1

ают значимые тренды даже при сравнительно малом изменении среднего $\Delta_1 = 0,02 \sigma_m$ за 1 год. При рассмотрении же лишь первой половины данной выборки объемом в 30 лет значимые тренды удается обнаружить лишь при $\Delta_1 = 0,06 \sigma_m$. Данные табл. 2 хорошо согласуются с оценками табл. 1. В частности, значимость трендов интегральной площади очагов практически совпадает со значимостью тренда среднего.

Данные табл. 3 иллюстрируют влияние размера области и густоты сети

Таблица 3

Влияние размеров области и густоты сети на знак тренда и долю дисперсии (%), объясненную трендом

Характеристика	Уровень	Большая область						Малая область с густой сетью		
		с густой сетью			с редкой сетью			I	II	III
		I	II	III	I	II	III			
$\Delta_m = -0,01$										
m	-	-40	-12	-12	-35	-2	-4	-18	+1	-1
σ	-	-2	+10	+3	+4	-1	-5	+7	-0	-5
N	-2	+37	+7	+8	+11	+9	-4	+11	-4	-1
	-0	-5	-18	-4	-11	-2	-0	-3	+4	-0
	+0	+13	+10	+15	+10	+1	+1	+8	-5	+3
Ω	-0	+30	+15	+11	+31	+4	+4	+15	-1	+3
	+0	-30	-15	-11	-31	-4	-4	-15	+1	-3
S	-1	+24	-0	+2	+16	-0	-1	+21	+0	-7
	+1	-18	-2	-19	-1	+0	-10	-0	+1	+2
$\Delta_\sigma = +0,005$										
m	-	-7	+4	+5	-4	+17	+8	-3	+13	+2
σ	-	+18	+49	+39	+34	+15	+3	+23	+16	+0
N	-2	+37	+7	+10	+10	+9	-3	+11	-4	-1
	+2	+1	+22	+18	+7	+14	+6	+8	+11	+0
Ω	-2	+28	+9	+23	+14	-1	-1	+6	-7	-1
	+2	-2	+27	+25	+23	+19	+7	+6	+19	+4
S	-2	+7	+5	+19	+19	-27	+3	+11	-5	-0
	+2	-4	+17	+7	+9	+9	+7	+1	+26	+2
$\Delta_m = -0,01; \Delta_\sigma = +0,005$										
m	-	-39	-13	-11	-34	+3	-4	-17	+1	-1
σ	-	+18	+49	+39	+34	+15	+3	+23	+6	+0
N	-2	+46	+25	+33	+39	+26	+0	+11	-0	+3
	+2	-8	+6	+1	-1	+4	-6	+0	+4	-0
Ω	-2	+44	+28	+45	+25	+6	+4	+9	-1	+0
	+2	-17	+13	+4	+4	+4	+0	+2	+7	+1
S	-2	+24	+9	+1	+21	-9	+5	+16	-3	+0
	+2	-10	+9	+3	+8	+6	+4	+1	+11	+0

на оценки трендов характеристик выбросов при фиксированных (в долях точечных значений стандарта) изменениях среднего Δ_m и стандарта Δ_σ . В этой таблице для трех моделированных выборок (I, II, III) объемом в 30 лет даны значения коэффициента детерминации \bar{R} , которым приписан знак углового коэффициента обнаруженного линейного тренда. При значениях $k > 10\%$ тренд при данном объеме выборки значим с вероятностью не менее 95%. „Большой” условно названа область, площадь которой $S = 200 \cdot \text{det}^{-1}$ (стандарт среднего $\sigma_m \approx 0,15$), „малой” — область, стандарт среднего по которой примерно в два раза больше, а площадь в четыре раза меньше. Для густой сети шаг сетки равен $0,02 \sqrt{S}$ а для редкой — $0,05 \sqrt{S}$.

Данные табл. 3 подтверждают, что при изменении среднего наиболее устойчивые оценки дает анализ трендов интегральной площади числа очагов через норму. При наложении на отрицательный тренд среднего мультипликативного тренда высокую чувствительность обнаруживают тренды числа и интегральной площади очагов сильных отрицательных аномалий. Вместе с тем имеются большие выборочные различия в оценке трендов. Разрежение сети и уменьшение размеров области приводит к увеличению ошибок первого и второго рода не только при анализе характеристик выбросов, но и при изучении изменений исходных параметров. Например, в выборке II при наличии чисто мультипликативного тренда диагностируется положительный тренд среднего значения, тогда как при наличии обоих видов тренда тренд среднего значения для всех трех выборок обнаруживается лишь в случае большой области густой сетью.

Таким образом, изменение среднего и дисперсии приводит к значительным трендам числа очагов аномалий и их площади. При этом чувствительность разных характеристик выбросов к изменению основных параметров различна. Особенно большие тренды возникают в случае одновременного изменения среднего и дисперсии, когда тренд числа очагов и их общей площади через высокие уровни (в какую-либо одну сторону) может быть даже более сильно выраженным, чем тренд исходных параметров. Наиболее устойчивую связь с изменением среднего значения имеет тренд интегральной площади очагов через норму, который обнаруживается практически с такой же значимостью, как тренд среднего и его знак не зависит от соотношения между изменением среднего дисперсии. Чисто мультипликативный тренд приводит к росту всех характеристик выбросов через уровни (отличные от нормы) тем большему, чем выше уровень. При этом значимость трендов числа очагов и их интегральной площади практически одинакова.

В силу большой чувствительности числа очагов (особенно через высокие уровни) к изменению среднего и дисперсии, для использования этой характеристики в качестве индикатора изменений в тонкой структуре поля, анализ временных рядов числа очагов должен сопровождаться выделением и исключением трендов пространственного среднего и дисперсии.

ии нормированных полей. В диагностических целях при анализе изменений среднего и дисперсии поля в качестве дополнительной информации целесообразно использовать интегральную площадь очагов аномалий

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Б ы к о в В. В. Цифровое моделирование в статистической радиотехнике. — М.: Радио и связь, 1971. — 326 с.
2. Г р у з а Г. В., Р а н ь к о в а Э. Я., С е м е н ю к Е. Н. Климатическая изменчивость крупномасштабных аномалий температуры воздуха в северном полушарии. — Метеорология и гидрология, 1985, № 5, с. 67—79.
3. К а г а н Р. Л., Ф е д о р ч е н к о Е. И. К вопросу о статистическом моделировании двумерных метеорологических полей. — Труды ГГО, 1973, вып. 308, 20—26.
4. К р а м е р Г., Л и д б е т т е р М. Стационарные случайные процессы. — М.: Мир, 1969. — 398 с.
5. Н о с к о В. П. Исследование выбросов случайных процессов и полей. Автореферат дисс., — М., МГУ, 1970. — 13 с.
6. П о л я к И. И. Методы анализа случайных процессов и полей в климатологии. — Л.: Гидрометеиздат, 1979. — 255 с.
7. Х л е б н и к о в а Е. И., С а л ь И. А. О каталогизации крупных аномалий осадков на территории СССР. См. наст. сб.
8. Х л е б н и к о в а Е. И., С а л ь И. А., С и б и р Е. Е. Модельные оценки пространственных характеристик выбросов гауссовских метеорологических полей. В кн.: Труды 5 Всесоюзного совещания по применению статистических методов метеорологии. — Л.: Гидрометеиздат, 1987, с. 101—105.

ОБ ИЗМЕНЧИВОСТИ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ ХАРАКТЕРИСТИК АНОМАЛИЙ ПРИЗЕМНОГО ПОЛЯ СРЕДНЕЙ МЕСЯЧНОЙ ТЕМПЕРАТУРЫ ВОЗДУХА

Во многих работах, посвященных эмпирическому анализу изменений климата за период инструментальных наблюдений содержится вывод о наблюдающемся усилении изменчивости климата, одним из признаков которого является отмечаемый рост числа очагов сильных аномалий тепла и холода /2, 3/. Особое внимание обращается на рост этих характеристик за последний тридцатилетний период, к концу которого общее число станций северного полушария по сравнению с началом периода существенно уменьшилось.

Следует, однако, заметить, что результаты /3/ получены на основе данных субъективного анализа, свойства которого могут меняться во времени. Кроме того, уменьшение числа станций при неизвестном характере изменения степени неравномерности их распределения и неопределенных свойствах анализа может и не являться фактором, способствующим уменьшению регистрируемого числа очагов.

В настоящей работе аналогично /3/ были выполнены расчеты пространственных характеристик аномалий средних месячных значений приземной температуры воздуха для зоны $80-35^{\circ}$ с. ш. за период 1951–1985 гг. При постановке задачи предполагалось:

- 1) проверить устойчивость вывода об усилении изменчивости современного климата к используемой базе данных;
- 2) связать возможные изменения числа и площади очагов тепла и холода с изменением во времени более простых характеристик (среднего дисперсии) полей аномалий;
- 3) сопоставить эмпирические оценки характеристик выбросов средней месячной температуры воздуха с модельными /6/.

В отличие от /3/ для расчета характеристик аномалий были использованы постанционнные данные, содержащиеся в /8/. С целью исключения влияния изменения плотности сети были привлечены данные только тех станций, которые вели наблюдения в течение всего рассматриваемого периода 1951–1985 гг. (точнее: данные станции использовались, если пропуски в ряду наблюдений составляли не более 10 %). Таким образом было отобрано 454 станции северного полушария, данные которых легли в основу объективного анализа и получения интерполированных значений аномалий в узлах регулярной сетки $5^{\circ} \times 10^{\circ}$ в зоне $80^{\circ}-35^{\circ}$ с. ш.

При объективном анализе использовалась процедура оптимальной интерполяции. При этом интерполяции подвергались значения аномалий нормированные на стандарты. Поскольку нас, в первую очередь, интересовали возможные изменения характеристик аномалий в течение периода 1951–1985 гг., то в качестве нормы и дисперсии использовались соответ-

ствующие значения, рассчитанные по этому же периоду.

При статистической обработке полей нормированных аномалий наряду с характеристиками очагов тепла и холода оценивалось изменение во времени пространственного среднего и дисперсии. Действительно, прежде чем рассматривать характеристики выбросов как индикатор временных изменений в тонкой структуре поля, естественно сначала выяснить, в какой степени тренды характеристик выбросов могут быть вызваны изменениями среднего и дисперсии.

Расчету пространственных характеристик аномалий и выявлению их трендов предшествовали экспериментальные оценки характеристик выбросов при разных способах обработки исходной информации.

В табл. 1 приведены оценки знака линейного тренда и доли дисперсии D_1 , объясненной им, для характеристик аномалий январской температуры (числа очагов N , их интегральной площади Ω и средней индивидуальной площади S). При этом отдельно рассматривались выбросы вверх, через положительные уровни и вниз, через отрицательные уровни.

Характеристики аномалий рассчитывались путем задания разных зна-

Таблица 1

Оценки характеристик трендов аномалий средней месячной температуры воздуха при разных способах обработки (I-IV). Январь, 1951-1985 гг.

Характеристика	Уровень	I		II		III		IV	
		Знак	D_1	Знак	D_1	Знак	D_1	Знак	D_1
m	-	+	7	+	6	+	6	+	6
σ	-	+	7	+	11	+	8	+	8
N	-2	-	0	+	3	+	1	+	0
	-1	-	1	-	2	-	5	-	1
	-0	+	2	+	1	+	6	+	1
	+0	-	6	-	4	-	3	-	3
	+1	-	0	-	1	+	0	+	0
	+2	+	4	+	12	+	10	+	10
Ω	-2	-	0	+	0	-	1	-	0
	-1	-	0	+	0	+	0	+	0
	-0	-	6	-	5	-	6	-	6
	+0	+	6	+	5	+	6	+	6
	+1	+	11	+	10	+	9	+	9
	+2	+	1	+	3	+	2	+	2
S	-2	-	0	-	0	-	2	-	1
	-1	+	1	+	1	+	2	+	2
	-0	-	2	-	2	-	5	-	2
	+0	+	1	+	0	+	3	+	2
	+1	+	7	+	9	+	5	+	7
	+2	+	2	+	1	+	1	+	0

чений меры ошибок наблюдений η^2 и использования корреляционных функций вида

$$r_1(\rho) = \exp(-\rho/\rho_1), \quad (1)$$

$$r_2(\rho) = \exp(-(\rho/\rho_2)^2), \quad (2)$$

$$r_3(\rho) = \exp(-0,34\rho^{1,62}). \quad (3)$$

Параметры ρ_1 , ρ_2 определялись на основании равенства теоретического значения дисперсии среднего по области и характерного значения дисперсии среднего для полей средней месячной температуры воздуха в рассматриваемой зоне. Значения параметров в (3) были выбраны в соответствии с используемой в [1] моделью для корреляции средней годовой температуры воздуха в умеренных широтах. В первых трех вариантах обработки задавались $\eta^2 = 0$ и функции (1)–(3) соответственно. В варианте IV использовалась функция (3) при $\eta^2 = 0,02$. Сравнение результатов разных вариантов обработки показало слабую чувствительность оценок трендов к параметрам, задаваемым в ходе интерполяции. Сам характеристики аномалий (число очагов и их площадь) также мало зависят от вида корреляционной функции, используемого при интерполяции.

В наибольшей степени характеристики выбросов чувствительны к заданию параметра η^2 . В табл. 2 приведены распределения числа очагов холода по площадям, которые были рассчитаны как с учетом, так и без учета меры ошибок наблюдений. Расчет показал, что неучет возможных ошибок наблюдений приводит к небольшому занижению числа выбросов большой площади и значительному увеличению числа выбросов малой площади. Вместе с тем для определенного диапазона площади число выбросов не зависит от задания η^2 . Следовательно, при возможном изменении меры ошибок наблюдений во времени было бы естественно анализировать тренды числа выбросов с площадью больше заданного значения (для уровней $S = \pm 2$; ± 1 ; ± 0 можно задать s в диапазоне 0,2–0,5; 1–2–5 млн. км² соответственно). Ясно, что при уменьшении максимальных значений величины η^2 диапазон значений s расширяется.

В данной работе приведены результаты расчета характеристик аномалий и анализа их трендов, полученных при задании $\eta^2 = 0,02$ и использовании корреляционной функции (3).

Для количественной оценки информативности выбранной сети и характера сглаживания были рассчитаны теоретические значения стандартов интерполированных величин [4], которые сопоставлялись с соответствующими фактическими значениями. Результаты сравнения для января приведены в табл. 3. Видно, что поле интерполированных величин неоднородно. В некоторых регионах рассматриваемой зоны (прежде всего в низких широтах) плотность стабильной сети настолько мала, что стандарт интерполированных величин в них составляет лишь 20–30 % от истинного. В среднем же по области занижение стандарта составляет около

Распределение числа выбросов с площадью больше заданной
при разных способах обработки. Январь

Уровень обра- ботки	Способ обработ- ки	Общее число выбросов	Площадь выбросов, млн.км ²														
			0,0	0,1	0,2	0,5	1,0	2,0	5,0	10,0	20,0	30,0	40,0	50,0	60,0		
-2	$\eta^2 = 0$	93	93	51	40	25	14	7	1								
	$\eta^2 = 0,02$	82	82	47	39	25	14	8	1								
-1	$\eta^2 = 0$	272	272	208	172	115	91	63	31	9	2						
	$\eta^2 = 0,02$	245	245	185	161	110	91	61	31	12	2						
-0	$\eta^2 = 0$	214	214	178	162	125	92	74	56	48	34	25	17	9	5		
	$\eta^2 = 0,02$	194	194	162	147	114	87	75	57	47	35	27	17	9	4		

Таблица 3

Оценки стандартов (в сотых долях единицы) интерполированных значений
нормированных аномалий средней месячной температуры воздуха
(в числителе — теоретические значения, в знаменателе — фактические). Январь

Широта ... ° с.ш.	Долгота, ... ° в.д.																	
	0	20	40	60	80	100	120	140	160	180	200	220	240	260	280	300	320	340
80	$\frac{96}{84}$	$\frac{95}{83}$	$\frac{95}{83}$	$\frac{97}{88}$	$\frac{99}{92}$	$\frac{98}{89}$	$\frac{97}{87}$	$\frac{95}{86}$	$\frac{92}{82}$	$\frac{90}{81}$	$\frac{90}{74}$	$\frac{93}{82}$	$\frac{96}{88}$	$\frac{98}{90}$	$\frac{99}{95}$	$\frac{98}{85}$	$\frac{97}{80}$	$\frac{97}{85}$
75	$\frac{98}{93}$	$\frac{98}{94}$	$\frac{96}{84}$	$\frac{96}{76}$	$\frac{99}{87}$	$\frac{99}{88}$	$\frac{97}{84}$	$\frac{99}{94}$	$\frac{96}{92}$	$\frac{93}{82}$	$\frac{96}{87}$	$\frac{97}{93}$	$\frac{99}{95}$	$\frac{99}{93}$	$\frac{98}{93}$	$\frac{96}{74}$	$\frac{96}{66}$	$\frac{98}{91}$
70	$\frac{98}{87}$	$\frac{99}{87}$	$\frac{99}{90}$	$\frac{97}{87}$	$\frac{99}{83}$	$\frac{98}{83}$	$\frac{96}{83}$	$\frac{98}{82}$	$\frac{99}{88}$	$\frac{99}{89}$	$\frac{99}{91}$	$\frac{99}{93}$	$\frac{98}{93}$	$\frac{98}{94}$	$\frac{97}{95}$	$\frac{98}{90}$	$\frac{97}{62}$	$\frac{97}{78}$
65	$\frac{97}{91}$	$\frac{99}{96}$	$\frac{99}{97}$	$\frac{98}{92}$	$\frac{98}{71}$	$\frac{99}{83}$	$\frac{98}{93}$	$\frac{98}{79}$	$\frac{98}{71}$	$\frac{99}{88}$	$\frac{99}{78}$	$\frac{98}{93}$	$\frac{98}{90}$	$\frac{99}{95}$	$\frac{98}{96}$	$\frac{98}{70}$	$\frac{99}{75}$	$\frac{99}{90}$
60	$\frac{99}{83}$	$\frac{99}{89}$	$\frac{99}{89}$	$\frac{97}{97}$	$\frac{99}{80}$	$\frac{98}{87}$	$\frac{98}{81}$	$\frac{99}{76}$	$\frac{98}{89}$	$\frac{96}{83}$	$\frac{99}{89}$	$\frac{99}{92}$	$\frac{99}{94}$	$\frac{98}{96}$	$\frac{99}{95}$	$\frac{97}{76}$	$\frac{98}{85}$	$\frac{94}{88}$
55	$\frac{99}{96}$	$\frac{99}{78}$	$\frac{99}{98}$	$\frac{98}{98}$	$\frac{99}{69}$	$\frac{99}{80}$	$\frac{97}{87}$	$\frac{98}{66}$	$\frac{98}{86}$	$\frac{91}{76}$	$\frac{98}{97}$	$\frac{95}{93}$	$\frac{99}{73}$	$\frac{97}{81}$	$\frac{98}{90}$	$\frac{98}{75}$	$\frac{91}{66}$	$\frac{90}{66}$
50	$\frac{99}{98}$	$\frac{100}{97}$	$\frac{99}{96}$	$\frac{99}{95}$	$\frac{99}{87}$	$\frac{99}{79}$	$\frac{97}{85}$	$\frac{98}{63}$	$\frac{96}{96}$	$\frac{77}{91}$	$\frac{88}{96}$	$\frac{88}{91}$	$\frac{99}{80}$	$\frac{99}{86}$	$\frac{99}{79}$	$\frac{92}{64}$	$\frac{87}{108}$	$\frac{87}{108}$
45	$\frac{99}{97}$	$\frac{99}{95}$	$\frac{99}{94}$	$\frac{98}{86}$	$\frac{98}{64}$	$\frac{99}{74}$	$\frac{95}{74}$	$\frac{99}{96}$	$\frac{87}{79}$	$\frac{64}{53}$	$\frac{71}{77}$	$\frac{73}{81}$	$\frac{99}{57}$	$\frac{99}{89}$	$\frac{99}{92}$	$\frac{71}{61}$	$\frac{81}{44}$	$\frac{81}{44}$

Широта ... с.ш.	Долгота, ... в.д.																	
	0	20	40	60	80	100	120	140	160	180	200	220	240	260	280	300	320	340
40	99 93	99 94	100 94	98 81	96 81	99 80	95 73	99 97	74 69	47 43	53 55	58 45	99 85	99 89	99 64	92 79	61 58	78 72
35	93 90	98 78	99 94	96 85	94 64	96 65	99 89	99 92	57 51	31 22	36 38	51 56	98 64	98 91	98 98	78 60	46 39	79 75

15 %. С целью исключения систематического искажения характеристик выбросов за счет занижения дисперсии, поле интерполированных величин подвергалось дополнительной нормировке (можно показать, что при условии сохранения дисперсии такая интерполяция также является оптимальной /5/). Приведенные в табл. 3 априорные оценки стандартов, которые рассчитывались с использованием функции (3), систематически выше фактических значений. Использование функции (1) при интерполяции обеспечивает более хорошее соответствие теоретических и фактических оценок стандартов, но при этом сглаживание поля оказывается более сильным. Решение вопроса о целесообразности применения той или иной функции при интерполяции для целей создания архивов и используемых при этом критериях выбора, по-видимому, требует дополнительных исследований, однако, с точки зрения выявления трендов характеристик выбросов (см. табл. 1) способ интерполяции существенного значения не имеет.

В табл. 4 для каждого месяца даны средние значения числа и индивидуальной площади очагов тепла и холода для зоны 80–35° с. ш. Характеристики выбросов имеют слабо выраженный годовой ход: летом число очагов несколько больше, чем в другие сезоны. Меньшая связность поля в летние месяцы проявляется и в значениях стандарта нормированного поля аномалий: среднее значение этой величины за период май – август равно 0,18, тогда как осреднение за остальные месяцы дает значение 0,23.

В табл. 4 наряду с результатами обработки данных наблюдений, приведены модельные оценки характеристик выбросов, полученные методом статистического моделирования для стационарного однородного гауссовского поля в области, стандарт среднего значения по которой равнялся 0,20. Как показано в /6/, задание этого параметра обеспечивает хорошую оценку характеристик выбросов дифференцируемого однородного гауссовского поля независимо от вида его корреляционной функции. Сопоставление модельных и фактических оценок говорит об их хорошем согласовании. При сравнении необходимо иметь в виду, что в меньших областях (областях с большими значениями дисперсии среднего) в большей степени проявляется искажение характеристик выбросов за счет ограниченности области, что отразится прежде всего на увеличении числа выбросов через норму.

Некоторые результаты анализа трендов средней месячной температуры воздуха за период 1951–1985 гг. в зоне 80–35° с. ш. представлены в табл. 5, где для каждого из 12 месяцев приведены значения коэффициента детерминации (в сотых долях единицы), которым приписан знак углового коэффициента линейного тренда. При рассматриваемом объеме выборки (35 лет) тренд может считаться значимым с вероятностью не менее 0,95, если коэффициент детерминации превышает 0,11. Применение этого критерия выявляет значимые тренды среднего значения нормированных аномалий в марте, августе и октябре. Значимые тренды харак-

Таблица 6

Модельные оценки трендов (знак тренда и доля дисперсии (%), объясненная линейным трендом) пространственных характеристик аномалий средней месячной температуры воздуха

Уровень	Март			Октябрь		
	I	II	III	I	II	III
	Среднее значение аномалий					
-	+28	+11	+40	-1	-18	-0
	Стандарт аномалий					
-	-18	-8	-24	-17	-8	-22
	Число очагов					
-2	-40	-8	-11	-10	+0	-1
-1	-5	-8	-14	-3	-0	-0
-0	+7	+14	+25	-2	-3	+1
+0	-1	-3	-22	+0	+5	-1
+1	+5	-2	-1	-1	-5	-7
+2	+0	+1	+0	-15	-26	-10
	Интегральная площадь					
-2	-23	-4	-40	-5	+0	-13
-1	-34	-11	-43	-0	+6	-4
-0	-18	-13	-34	+1	+16	+1
+0	+18	+13	+34	-1	-16	-1
+1	+8	+2	+15	-6	-20	-8
+2	+1	+5	+2	-6	-8	-4
	Индивидуальная площадь					
-2	-5	-9	-39	-0	+1	-24
-1	-17	-6	-33	+1	+3	-4
-0	-2	+4	-22	+4	+2	-2
+0	+7	-2	+23	+0	-4	+0
+1	+5	+10	+17	-4	-5	-1
+2	+2	+2	+2	-1	-1	-0

теристик выбросов выявляются также практически только в эти месяцы. Исключение составляет лишь отрицательный тренд индивидуальной площади выбросов вверх через норму в мае. В [7] обращалось внимание на особую чувствительность этой характеристики даже к малым сдвигам нормы. Однако в силу больших выборочных погрешностей использование индивидуальной площади выбросов не может быть рекомендовано для диагноза изменений среднего значения.

По приведенным данным не обнаруживается закономерного роста числа очагов сильных аномалий, отмеченного в работах Г. В. Грузы и Э. Я. Раньковой, базирующихся на данных субъективного анализа. Вместе с тем, выявленные тренды характеристик выбросов (в марте, августе, октябре), вполне объясняются изменениями среднего и стандарта аномалий. Это хорошо видно из сопоставления данных табл. 5 и табл. 6, в которой приведены оценки трендов характеристик выбросов для трех мо-

делированных выборок (I—III) дифференцируемых гауссовских полей при постоянной во времени пространственной корреляционной функции поля и задании изменения среднего и дисперсии аномалий в соответствии с фактическими параметрами их трендов в рассматриваемые месяцы.

Таким образом, полученные результаты не подтверждают вывод об усилении изменчивости климата за последнее тридцатилетие. Вместе с тем, в некоторые месяцы выявляются тренды среднего, стандарта и характеристик выбросов. Для этих месяцев, по-видимому, было бы полезно произвести сравнение полученных оценок с результатами регионального анализа и данными об изменении исходных ненормированных значений температуры воздуха.

Различие результатов /3/ и представленных в настоящей работе говорит об особой актуальности объективизации анализа полей приземной температуры воздуха. Привлечение для целей мониторинга климата не только средних значений, но и статистических характеристик, описывающих более тонкую структуру полей, предъявляет более высокие требования к базе данных и должно сопровождаться внедрением методов их обработки, исключающих возможность возникновения ложных трендов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Винников К. Я. Чувствительность климата. — Л.: Гидрометеиздат, 1986. — 224 с.
2. Груза Г. В., Ранькова Э. Я. Структура и изменчивость наблюдаемого климата. — Л.: Гидрометеиздат, 1980. — 72 с.
3. Груза Г. В., Ранькова Э. Я., Семенюк Е. А. Климатическая изменчивость крупномасштабных аномалий температуры воздуха в Северном полушарии. — Метеорология и гидрология, 1985, № 5, с. 67—79.
4. Каган Р. Л., Хлебникова Е. И. О влиянии густоты сети станций на характеристики изменчивости интерполированных значений. Метеорология и гидрология, 1981, № 5, с. 39—47.
5. Хлебникова Е. И. О модифицированном методе оптимальной интерполяции для оценки климатической изменчивости метеорологических величин. — Труды ГГО, 1986, вып. 505, с. 91—108.
6. Хлебникова Е. И., Салль И. А. Об оценке характеристик выбросов гауссовских метеорологических полей и их чувствительности. — См. наст. сб.
7. Хлебникова Е. И., Салль И. А., Сибир Е. Е. Модельные оценки пространственных характеристик выбросов гауссовских метеорологических полей. — В кн.: Труды 5 Всесоюзного совещания по применению статистических методов в метеорологии. — Л.: Гидрометеиздат, 1987, с. 101—105.
8. Жеппе R., Sprangler W. World monthly surface station climatology and associated data, 1986.

О КАТАЛОГИЗАЦИИ КРУПНЫХ АНОМАЛИЙ ПОЛЕЙ ОСАДКОВ НА ТЕРРИТОРИИ СССР

Изучение крупных по площади охвата и интенсивности аномалий полей осадков необходимо для решения многих задач, поэтому этой проблеме посвящено большое число исследований (см., напр., /4/).

В настоящей работе предлагается способ каталогизации таких аномалий, который базируется аналогично /4/, на использовании пополняемого архива /3/ длинных рядов месячных сумм осадков, осредненных по административным областям для основных сельскохозяйственных районов СССР. В отличие от каталога /4/, в котором для каждого года представлены значения общей площади охвата аномалиями осадков заданного уровня, рассматриваемый способ каталогизации основан на результатах обработки характеристик выбросов полей осадков. При этом под выбросами метеорологического поля понимаются связанные области превышения полей заданного уровня. Таким образом, предлагаемый подход позволяет проанализировать и зафиксировать особенности отдельных очагов аномалий поля осадков в каждый конкретный год.

Рассмотрим более детально методику определения пространственных характеристик выбросов метеорологических полей по фактическим данным.

Выбросом поля f , заданного в $\Omega \in R^2$, вверх через C , будем называть любую связную область Ω_1 /5/, такую, что

$$f(x, y) \geq C \quad \forall (x, y) \in \Omega_1. \quad (1)$$

Аналогично определяются выбросы через уровень вниз. Из данного определения следует, что методика расчета характеристик выбросов метеорологических полей отличается большей сложностью, чем методика определения характеристик выбросов временных рядов /1/. Это относится, в первую очередь, к методике локализации выбросов метеорологических полей, т. е. к алгоритму выделения связанных областей Ω_1 .

В настоящей работе для локализации выбросов поля осадков использован алгоритм маркировки /2/, аналогичный принятому при обработке данных в узлах регулярной сетки в /6/. При анализе данных, осредненных по административным областям (районам), две области считались соседними и при выполнении в каждой из них условия (1) (или аналогичного для выбросов вниз) относились к одному очагу Ω_1 , если эти области имели общую границу. Формирование массива связей, т. е. выделение областей „соседей”, осуществлялось заранее.

После локализации каждого очага (выброса) Ω_1 , т. е. выделения множества номеров областей P_i , входящих в Ω_1 , рассчитывались индивидуальные характеристики выброса:

$$S_i = \sum_{j \in P_i} R_j \quad - \text{площадь выброса};$$

$$V_i = \sum_{j \in P_i} R_j |f_j - C| \quad - \text{объем (мощность) выброса};$$

$$H_i = \max_{j \in P_i} |f_j - C| \quad - \text{максимальное абсолютное отклонение от уровня } C \text{ в области выброса};$$

p_i — номер административной области с максимальным отклонением от уровня C („полюс“ выброса).

Здесь и далее R_j — площадь j -й административной области в долях от общей площади рассматриваемой территории; f_j — значение анализируемого поля в j -й административной области.

Нумерация областей (районов) осуществлялась в соответствии со списком, приведенным в /3/.

По окончании просмотра всех выбросов для данного срока вычислялись интегральные и экстремальные характеристики выбросов:

N — число выбросов на данной реализации;

$$TS = \sum_{i=1}^N S_i \quad - \text{суммарная площадь выбросов};$$

$$TV = \sum_{i=1}^N V_i \quad - \text{суммарный объем (мощность) выбросов};$$

$$H_{\max} = \max_{i=1}^N \{H_i\} \quad - \text{наибольшее отклонение от уровня внутри выбросов};$$

$$S_{\max} = \max_{i=1}^N \{S_i\} \quad - \text{наибольшая площадь выброса};$$

$$V_{\max} = \max_{i=1}^N \{V_i\} \quad - \text{наибольший объем (мощность) выброса};$$

p_H — полюс выброса (номер области) с наибольшим отклонением H_{\max} ;

p_S — полюс выброса с площадью S_{\max} ;

p_V — полюс выброса с объемом (мощностью) V_{\max}

Приведенная методика определения характеристик выбросов поля осадков по данным /3/ автоматизирована и предоставляет возможность выбирать: регион анализа; масштаб временного осреднения; критическое значение (уровень) выброса.

При рассмотрении данных за какой-либо один месяц непосредственной обработкой подвергались погодичные данные осредненных по областям месячных сумм осадков, нормированные на их многолетние средние значения. При анализе данных за период из нескольких месяцев для каждой области рассчитывались суммы осадков за требуемый период, которые потом нормировались на многолетние средние значения за этот же период.

В качестве анализируемого региона может быть выбрана любая территория (являющаяся односвязной областью), данные по которой содержатся в /3/.

В каталог поля осадков для выбранного района и масштаба временно осреднения включаются интегральные и экстремальные характеристики выбросов через заданный уровень для каждого года за 1891—1985 гг.

В табл. 1 приведен каталог поля осадков за май — июнь для всей территории основных сельскохозяйственных районов. В каталог включены характеристики выбросов вниз через уровень, равный 80 % нормы. Наряду с характеристиками выбросов представлено среднее по территории количество осадков (в %), которое рассчитывалось путем суммирования нормированных значений сумм осадков во всех областях с весами пропорциональными их площади.

Приведенный вариант каталога содержит ряды, ранжированные по значению суммарной мощности выбросов (соответствующая программа обработки позволяет ранжировать ряды по любому показателю). Детальный анализ каталогов крупных аномалий полей осадков для различных масштабов временного и пространственного осреднения требует особого осмотрения. Здесь заметим лишь, что первые шесть лет ранжированного ряда, характеризующиеся наибольшей интегральной мощностью выбросов TV, отличаются также и наиболее мощными очагами аномалий max. Эти шесть лет включают в себя также первые пять членов ряда, анжированного по среднему значению нормированных аномалий, в которые входят и два года с наибольшими по площади распространения очагами аномалий (4331 тыс. км² в 1936 г. и 3465 тыс. км² в 1979 г., что составляет соответственно 75 % и 60 % общей площади территории). Данные табл. 1 хорошо согласуются с каталогами /4/ для отдельных районов. В частности, первые 20 лет ряда входят в число двадцати наиболее засушливых лет (по признаку площади распространения аномалий), а крайней мере для какого-либо одного из рассмотренных в /4/ трех регионов (юг ЕЧС, Северный Казахстан, Западная Сибирь).

Аналогичный подход, основанный на анализе характеристик выбросов аномалий, может быть применен и к каталогизации комплекса „осадки — температура”.

Таблица 1

Среднее количество осадков (в % от нормы) и характеристики очагов аномалий осадков менее 80 % нормы за май — июнь для территории основных сельскохозяйственных районов

Год	m	Интегральные					Экстремальные				
		N	TS	T V	H _{max}	S _{max}	V _{max}	nH	nS	n V	
1979	72,7	2	0,61	0,2216	0,76	0,60	0,2214	48	48	48	
1975	68,5	2	0,61	0,2034	0,76	0,58	0,1998	68	68	68	
1955	77,8	2	0,58	0,1993	0,67	0,54	0,1970	75	75	75	
1921	75,4	3	0,58	0,1757	0,76	0,57	0,1755	73	73	73	
1957	78,6	5	0,55	0,1704	0,70	0,52	0,1694	16	16	16	
1936	71,5	1	0,75	0,1098	0,58	0,75	0,1698	68	68	68	
1981	79,1	7	0,65	0,1583	0,56	0,39	0,1089	15	15	15	
1924	90,2	6	0,39	0,1248	0,79	0,33	0,1216	48	48	48	
1891	79,6	3	0,52	0,1247	0,47	0,45	0,0983	56	56	56	
1917	82,9	5	0,54	0,1230	0,46	0,44	0,1071	56	56	56	
1911	81,9	4	0,49	0,1211	0,69	0,42	0,1164	70	70	70	
1901	77,6	4	0,62	0,1176	0,49	0,60	0,1167	94	94	94	
1893	84,2	4	0,58	0,1136	0,66	0,56	0,1104	69	69	69	
1968	80,1	4	0,50	0,1090	0,54	0,26	0,0548	76	76	76	
1963	81,2	3	0,54	0,1079	0,54	0,33	0,0781	98	98	98	
1959	81,6	4	0,52	0,1073	0,67	0,40	0,0941	80	80	80	
1946	93,0	2	0,43	0,1070	0,63	0,43	0,1059	2	2	2	
1916	90,3	7	0,41	0,1054	0,58	0,38	0,1022	69	69	69	
1920	81,4	9	0,47	0,1043	0,74	0,28	0,0781	77	77	77	
1972	90,7	5	0,44	0,0999	0,69	0,33	0,0843	70	70	70	
1940	81,6	3	0,56	0,0973	0,41	0,35	0,0582	9	9	9	
1900	99,2	3	0,37	0,0970	0,55	0,27	0,0731	72	72	72	
1918	96,6	5	0,40	0,0816	0,52	0,18	0,0467	71	71	71	

1951	87.5	6	0.41	0.0842	0.49	0.21	0.0497	69	69
1939	87.1	5	0.44	0.0821	0.47	0.31	0.0672	68	68
1965	89.1	7	0.40	0.0808	0.47	0.32	0.0719	104	104
1897	92.7	3	0.43	0.0800	0.50	0.39	0.0762	46	46
1985	103.1	4	0.26	0.0796	0.63	0.24	0.0790	70	70
1982	91.5	6	0.40	0.0768	0.52	0.25	0.0540	71	71
1930	91.9	9	0.37	0.0763	0.49	0.22	0.0456	54	33
1961	94.2	4	0.34	0.0727	0.54	0.29	0.0620	70	70
1948	95.5	3	0.37	0.0726	0.59	0.34	0.0696	54	54
1898	108.0	10	0.34	0.0718	0.60	0.12	0.0257	52	52
1952	101.9	3	0.31	0.0699	0.42	0.31	0.0693	76	76
1984	93.8	6	0.35	0.0656	0.62	0.20	0.0505	6	6
1970	93.4	4	0.37	0.0653	0.43	0.25	0.0452	80	80
1977	93.2	5	0.32	0.0646	0.47	0.25	0.0557	69	69
1899	95.2	7	0.34	0.0642	0.51	0.11	0.0293	70	70
1929	89.4	7	0.35	0.0639	0.53	0.28	0.0594	79	79
1905	107.3	8	0.31	0.0591	0.47	0.12	0.0259	22	22
1934	102.9	5	0.30	0.0565	0.57	0.17	0.0346	12	12
1906	100.0	6	0.36	0.0565	0.42	0.26	0.0408	16	16
1947	99.7	5	0.28	0.0554	0.43	0.20	0.0455	49	49
1976	98.3	6	0.36	0.0551	0.56	0.11	0.0160	68	95
1892	96.4	5	0.31	0.0549	0.58	0.25	0.0377	23	23
1915	106.4	7	0.29	0.0546	0.47	0.14	0.0307	88	88
1923	96.7	9	0.32	0.0538	0.42	0.15	0.0351	99	99
1974	102.7	7	0.20	0.0530	0.59	0.10	0.0392	77	77
1941	121.0	4	0.22	0.0524	0.48	0.13	0.0407	71	71
1914	103.0	3	0.30	0.0505	0.45	0.23	0.0348	67	23
1935	93.9	7	0.32	0.0497	0.51	0.16	0.0292	16	78
1933	110.9	6	0.29	0.0497	0.41	0.09	0.0217	69	69
1937	99.3	4	0.32	0.0492	0.53	0.26	0.0461	8	8
1967	94.6	5	0.33	0.0487	0.44	0.15	0.0271	39	98
1932	107.9	2	0.22	0.0479	0.37	0.21	0.0475	71	71

Характеристики очагов аномалий

Год	m	Интегральные				Экстремальные					
		N	TS	T V	H _{max}	S _{max}	У _{max}	пН	nS	nV	
1910	97,2	5	0,37	0,0474	0,38	0,15	0,0196	18	18	18	
1907	99,7	8	0,29	0,0463	0,35	0,18	0,0337	79	79	79	
1964	103,7	3	0,26	0,0456	0,39	0,21	0,0353	5	5	5	
1944	104,9	9	0,17	0,0441	0,51	0,07	0,0253	80	80	80	
1895	111,2	7	0,24	0,0435	0,47	0,19	0,0363	37	37	37	
1953	101,9	6	0,28	0,0422	0,44	0,18	0,0292	5	5	5	
1926	117,4	10	0,22	0,0421	0,44	0,09	0,0268	92	92	92	
1980	104,2	6	0,26	0,0418	0,52	0,11	0,0279	70	70	70	
1973	105,4	7	0,23	0,0411	0,53	0,15	0,0303	42	42	42	
1938	107,1	4	0,25	0,0403	0,32	0,20	0,0368	47	47	47	
1909	108,9	8	0,20	0,0369	0,46	0,09	0,0173	84	84	84	
1945	113,9	4	0,18	0,0361	0,50	0,10	0,0251	77	77	77	
1958	116,6	5	0,24	0,0343	0,45	0,14	0,0297	75	75	75	
1954	100,3	5	0,31	0,0336	0,33	0,19	0,0209	28	28	28	
1949	102,5	5	0,26	0,0323	0,24	0,21	0,0286	47	47	47	
1919	114,3	5	0,25	0,0317	0,43	0,13	0,0218	38	38	38	
1969	96,4	7	0,27	0,0307	0,25	0,21	0,0238	69	69	69	
1978	115,6	5	0,17	0,0301	0,29	0,11	0,0195	83	92	92	
1971	97,6	6	0,27	0,0288	0,36	0,15	0,0193	55	55	55	
1960	112,4	4	0,20	0,0276	0,39	0,17	0,0256	26	26	26	
1966	107,0	9	0,21	0,0269	0,25	0,13	0,0158	35	35	35	
1962	117,2	7	0,16	0,0266	0,33	0,04	0,0097	77	49	77	
1904	107,8	7	0,16	0,0258	0,39	0,06	0,0110	16	16	77	
1943	99,6	8	0,23	0,0247	0,50	0,09	0,0107	68	46	46	
1956	103,5	6	0,26	0,0244	0,28	0,10	0,0107	63	63	63	

1913	112,5	7	0,23	0,0217	0,37	0,11	0,0089	34	87	87
1896	120,7	8	0,13	0,0155	0,28	0,06	0,0065	96	89	89
1983	108,4	2	0,18	0,0155	0,26	0,10	0,0116	8	8	8
1908	112,6	7	0,15	0,0147	0,28	0,05	0,0055	1	1	1
1903	127,4	3	0,10	0,0145	0,27	0,07	0,0111	33	33	33
1902	116,9	5	0,07	0,0122	0,31	0,03	0,0088	69	69	69
1925	115,6	5	0,07	0,0094	0,21	0,04	0,0052	99	80	80
1894	129,2	2	0,04	0,0067	0,19	0,03	0,0052	77	77	77
1912	127,3	4	0,08	0,0067	0,15	0,05	0,0027	48	92	92
1953	113,2	6	0,11	0,0056	0,29	0,06	0,0023	75	50	50
1942	123,6	6	0,03	0,0049	0,26	0,03	0,0022	82	71	82
1928	135,8	4	0,03	0,0033	0,36	0,01	0,0017	16	16	16

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Каган Р. Л., Федорченко Е. И. Расчет характеристик выбросов временной структуры случайных последовательностей. — Труды ГГО, 1975 вып. 364, с. 66–76.
2. Кнут Д. Искусство программирования для ЭВМ, т. 1. — М., 1976. — 735 с.
3. Леднева К. В., Мещерская А. В. Многолетние ряды месячных сумм осадков, осредненных по площади, для основных сельскохозяйственных районов СССР. — Л.: Гидрометеиздат, 1977. — 158 с.
4. Мещерская А. В., Блажевич В. Г. Каталоги площадей аномалий осадков. — Труды ГГО, 1978, вып. 400, с. 99–112.
5. Носко В. П. Исследования выбросов случайных процессов и полей. — М. МГУ, 1970. 13 с.
6. Ранькова Э. Я. и др. Вероятностно-статистический анализ метеорологических полей и процессов. — Пакет программ ОФАП Госкомгидромета СССР инв. № 11050030832, 1983.

ОСОБЕННОСТИ ВРЕМЕННОЙ СТРУКТУРЫ СРЕДНИХ МЕСЯЧНЫХ АНОМАЛИЙ ОБЩЕЙ ОБЛАЧНОСТИ НАД СЕВЕРНЫМ ПОЛУШАРИЕМ (ПО СПУТНИКОВЫМ ДАННЫМ)

Важность исследования облачности как климатообразующего фактора и индикатора многих атмосферных процессов, а также накопление спутниковой информации о распределении облачности по земному шару вызывает возрастающий интерес к анализу этой информации [1, 4, 5, 10]. В большинстве опубликованных работ содержатся сведения об основных закономерностях распределения облачности по земному шару в среднем за пяти и десятилетние периоды наблюдений. Обычно рассматриваются зонально-осредненные характеристики общей облачности, а также характеристики, осредненные по материкам и океанам.

В настоящей статье основное внимание уделено анализу географического распределения и временной структуры межгодовой изменчивости средних месячных аномалий общей облачности над северным полушарием. Такой анализ является необходимым при выяснении значимости данных об облачности для целей диагноза и прогноза короткопериодных колебаний климата. ✓

В качестве исходной информации использованы средние месячные значения количества общей облачности, рассчитанные по архиву ежедневных данных, осредненных по сферическим трапециям со сторонами 5° по широте и 10° по долготе, за 1966–1983 гг. Данные наблюдений севернее 70° с. ш. ввиду их малой точности в работе не рассматривались. ✓

Для характеристики межгодовой изменчивости были вычислены средние квадратические отклонения σ средних месячных значений облачности за каждый год от среднего для данного месяца значения, полученного по всему ряду наблюдений. Анализ карт σ , построенных для каждого месяца позволил выявить некоторые особенности.

✓ 1. Наличие повышенного фона σ над материками в холодный период с максимумами, локализующимися в северо-восточных частях Евразии и Северной Америки ($\sigma > 2$ баллов). В зимне-весенний период повышенные значения σ ($\sim 1,5$ баллов) характерны также для районов, примыкающих к Тибетскому нагорью с севера и востока.

✓ 2. Наличие области повышенных значений σ ($\sim 1,5$ баллов) над Африкой с максимумами, локализующимися в приэкваториальных широтах в холодную и в тропических — в теплую половину года.

✓ 3. Над океанами значения σ в среднем меньше, чем над материками, а годовой ход слабо выражен (летом они как правило несколько выше, чем зимой). Области с относительно более высоким фоном σ (1,3–1,5 баллов) локализируются: в Тихом океане — в приэкваториальных широтах, а также в тропических и субтропических широтах (большой частью в восточной половине); в Атлантике — в восточной половине

субтропиков.

Карты географического распределения σ для января и июля приведены на рис. 1. Следует иметь в виду, что рассматриваемые данные характеризуются различным масштабом пространственного осреднения облачности в разных широтах. Площадь сферической трапеции растет пропорционально $\cos \varphi$ (φ -широта). Соответственно этому, значения σ в низких широтах должны быть меньше, чем в высоких. Учесть этот эффект строго довольно сложно, так как на него оказывает влияние пространственная связность данных облачности. Качественно можно предположить, что общая для всех месяцев тенденция к возрастанию σ в высоких широтах связана с различным масштабом осреднения. Другие, отмеченные особенности географического и сезонного распределения σ , могут быть связаны с характером атмосферных процессов, определяющих динамику облачного покрова, а также с наличием условий, влияющих на точность регистрации облачности с ИСЗ.

Следующим этапом данного исследования, было решение вопроса о временной структуре аномалий количества облачности. В частности, предстояло определить отличается ли она от структуры белого шума и можно ли выделить коррелированную компоненту флуктуаций средних месячных значений облачности. Для ответа на этот вопрос по данным непрерывного ряда нормированных аномалий облачности ($12 \times 18 = 216$ значений) в каждой трапеции были вычислены оценки спектральной функции, которые затем сравнивались с 99 %-ным доверительным интервалом спектральной функции белого шума¹. Анализ полученных результатов показал, что над материками во внетропических широтах можно выделить обширные области, в которых спектральные функции не выходят за доверительные интервалы белого шума (рис. 2). Исключения составляют северо-восточные части Северной Америки и Евразии, а также Центральная Азия. Над океанами и в низких широтах спектральные функции почти везде выходят за доверительные интервалы белого шума. Только в полосе 15–40 % с. ш. на западные части океанов спускаются языки с „материковой” структурой рядов облачности. Особенно хорошо такой язык прослеживается в Тихом океане.

Области наиболее сильных отличий спектральной функции от спектральной функции белого шума расположены: в приэкваториальных районах Африки; в экваториальных, тропических и субтропических широтах на востоке Тихого океана; а также в субтропических широтах в центральной части Атлантики. Таким образом, на большей части океанов и в указанных областях ряды облачности должны содержать некоторую коррелированную компоненту.

Для анализа автокорреляционных функций были построены карты их

¹ Спектры оценивались сглаживанием периодограмм, а корреляционные функции — преобразованием Фурье спектров /9/.

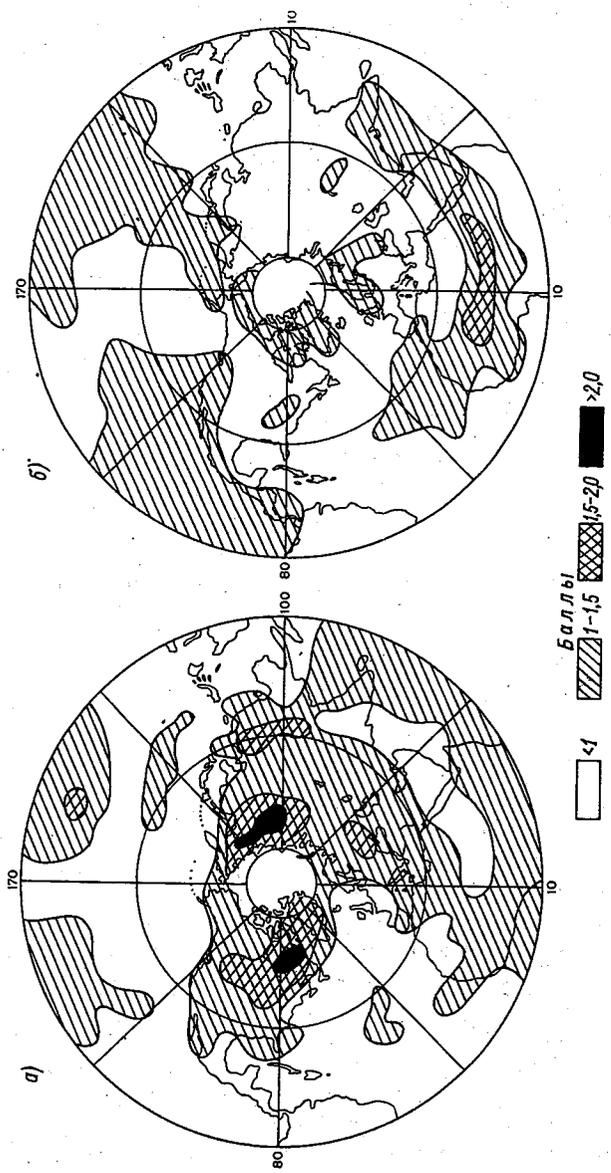


Рис. 1. Средние квадратические отклонения средних месячных значений количеств облачности.
а — январь, *б* — июль.

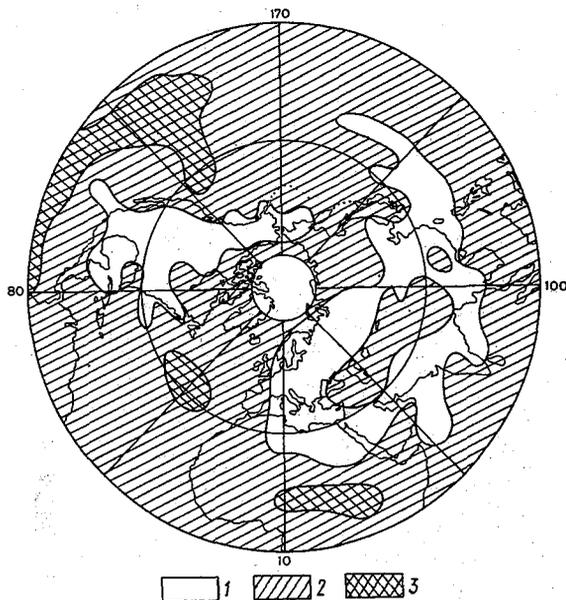


Рис. 2. Результаты сравнения оценок спектральных функций $i(\omega)$ временных рядов аномалий количества облачности со спектральной функцией белого шума ($i(\omega)_{б. ш.}$).

$$1 - P[|i(\omega) - i(\omega)_{б. ш.}| > 0] \leq 99 \%;$$

$$2 - P[|i(\omega) - i(\omega)_{б. ш.}| > 0] > 99 \%;$$

$$3 - P[|i(\omega) - i(\omega)_{б. ш.}| > 0] \geq 99 \%.$$

значений при сдвигах по времени τ от 1 до 7 мес, которые также показали, что во внетропических широтах структура временных рядов аномалий облачности над материками и океанами существенно различна. При $\tau = 1$ мес изолиния $r(\tau) = 0,35$ почти совпадает с границами материков. Среднее значение коэффициентов корреляции между аномалиями облачности за соседние месяцы для материков составляет $\sim 0,2$, а для океанов $\sim 0,5$. Анализ временных автокорреляционных функций позволил в первом приближении свести их к четырем типам:

1) „материковый” тип — на большей части материков во внетропических широтах коэффициенты автокорреляции по мере увеличения τ быстро уменьшаются. Для $\tau = 1$ мес r приблизительно составляет 0,2, а при τ равном 4–5 мес достигает 0. Близкий по характеру тип изменения автокорреляционной функции характерен и для западных частей океанов в полосе широт $15-40^\circ$ с. ш.;

2) „океанический” тип — на большей части океанов значение автокорреляционной функции убывает значительно медленнее. Для $\tau = 1$ мес ко-

эффиценты автокорреляции, как правило, превышают 0,4, а при $\tau = 7$ мес составляют еще порядка 0,2. Сходный тип корреляционной функции имеет материковая область на северо-востоке Северной Америки, а также в Центральной Азии;

3) в материковой области на северо-востоке Евразии значения автокорреляционной функции при $\tau = 1$ мес составляют приблизительно 0,4, затем быстро убывают, при $\tau = 4$ мес переходят через 0 и для $\tau = 6-7$ мес составляют приблизительно $-0,1$;

4) в отдельных областях океанов, располагающихся вблизи субтропических максимумов (азорского и гавайского), а также в тропической и приэкваториальной Африке автокорреляционная функция затухает особенно медленно. При $\tau = 1$ мес значения ее как правило превышают 0,6, а при $\tau = 7$ мес составляют $\sim 0,3-0,4$.

Неубывающий характер автокорреляционных функций в ряде районов позволяет предположить наличие в рядах данных долгопериодной составляющей. Оценка доли дисперсии, приходящейся в сумме на периоды колебаний 18, 9 и 6 лет показала, что в указанных выше океанических районах, а также в тропической и приэкваториальной Африке она составляет 30 % и более (рис. 3). Это фактически означает, что в рядах

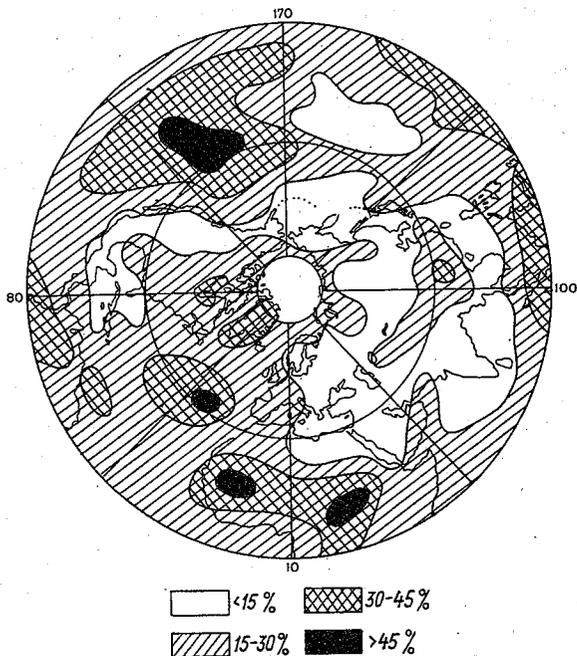


Рис. 3. Доля дисперсии (%), приходящаяся на колебания средних месячных аномалий облачности с периодами более 6 лет.

данных на рассматриваемом отрезке времени присутствует хорошо выраженный тренд, близкий к линейному.

При анализе спектральных и автокорреляционных функций рассматривались нормированные аномалии облачности, то есть особенности, связанные с сезонными изменениями средних значений и средних квадратических отклонений исключались. Тем не менее, обнаруженные долгопериодные изменения в рядах облачности могут проявляться в различные сезоны в разной степени, что возможно, например, если они связаны с изменением атмосферных процессов, носящих сезонный характер. Анализ сезонных особенностей долгопериодных изменений облачности может облегчить идентификацию процессов, с которыми эти изменения связаны.

С целью такого анализа для каждого месяца были вычислены коэффициенты корреляции средних месячных значений облачности с переменной времени t , представленной хронологическим рядом. Вычисленные коэффициенты корреляции характеризуют долю σ , которая может быть объяснена с помощью гипотезы линейного временного тренда, а также позволяют судить о знаке тренда.

Анализ карт коэффициентов корреляции показал, что в некоторых областях Тихого и Атлантического океана знак тренда сохраняется постоянным в течение года, а значения коэффициентов корреляции устойчиво значимы (табл. 1). В Атлантическом океане центр такой области почти совпадает с центром азорского антициклона, а в Тихом океане — расположен несколько южнее центра северотихоокеанского максимума. Указанные области характеризуются относительно устойчивым увеличением количества общей облачности в течение рассматриваемого 18-летнего периода в среднем на 0,10–0,15 балла в год. Устойчивое возрастание среднего количества облачности для всех месяцев (0,10–0,15 балла в год) характерно также для приэкваториальной и тропической Африки.

Наряду с указанными областями имеются области, для которых значимые линейные тренды в рядах облачности выражены не во все месяцы. К ним следует прежде всего отнести северо-восток Евразии и северо-восток Северной Америки. Для этих районов характерно наличие отрицательного тренда, свойственного рядам облачности в холодный период. Среднее уменьшение количества облачности за рассматриваемый период составляет примерно 0,20–0,25 балла в год. В теплый период ряды облачности значимых трендов не обнаруживают. Особенно сильно сезонность трендовой составляющей выражена на северо-востоке Евразии, где она характеризуется даже сменой знака. По-видимому, это нашло отражение в характере временной автокорреляционной функции в этом районе, принимающей при $\tau = 6$ мес отрицательные значения. Годовой ход коэффициентов корреляции в Центральной Азии свидетельствует о росте количества облачности (примерно 0,1 балла в год), характерном только для весенне-летнего периода. Анализ коэффициентов корреляции, ха-

Таблица 1

Коэффициенты корреляции $r_{пт}$, характеризующие временной тренд
в рядах средних месячных аномалий облачности

Район	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Тихий океан (20 – 25° с.ш., 140 – 150° з.д.)	0,54	0,64	0,50	0,75	0,83	0,75	0,72	0,50	0,63	0,70	0,71	0,72
Атлантический океан (30 – 35° с.ш., 30 – 40° з.д.)	0,59	0,73	0,62	0,73	0,66	0,72	0,54	0,38	0,30	0,62	0,62	0,72
Африка (5 – 10° с.ш., 20 – 30° в.д.)	0,73	0,44	0,53	0,65	0,70	0,72	0,72	0,60	0,70	0,63	0,30	0,62
Евразия (60° с.ш., 130 – 140° в.д.)	-0,60	-0,50	-0,60	-0,52	0,11	0,20	0,32	0,06	-0,10	-0,74	-0,67	-0,70
Северная Америка (45 – 50° с.ш., 80 – 90° з.д.)	-0,74	-0,60	-0,54	-0,01	-0,02	-0,10	-0,38	-0,20	0,03	-0,20	-0,68	-0,69
К северу от Тибетского нагорья (40 – 45° с.ш., 80 – 90° з.д.)	0,16	0,30	0,41	0,56	0,60	0,56	0,12	0,44	0,37	0,20	-0,09	-0,15

Примечание. 5%-му уровню значимости соответствуют $r_{пт} \geq 0,45$.

рактизирующих временной тренд, в среднем за год показывает, что южнее 40° с. ш. преобладают области с положительным трендом, особенно сильно выраженным над океанами. Рост средних зональных значений облачности в зоне $15-25^{\circ}$ с. ш. в период с 1966 по 1975 гг. отмечался также и в /1/.

В восточных и северо-восточных районах материков количество облачности убывает, причем наиболее заметно в зимние месяцы.

Можно попытаться связать обнаруженные долгопериодные изменения количества облачности с общей тенденцией изменения климата. Так, увеличение облачности в южных широтах северного полушария может быть следствием общего потепления /3/. Однако прежде чем сделать такой вывод, следует убедиться, что тенденция к изменению количества облачности, полученная по спутниковым данным, достаточно точно отражает фактическую динамику облачного покрова и подтверждается наземными данными. Сопоставления межгодовых изменений количества облачности по спутниковым и наземным данным, выполненные в ряде работ /6-8/ свидетельствуют в пользу их согласованности. Однако эти результаты были получены по коротким рядам наблюдений для небольшой территории и поэтому явно недостаточны. Сомнения, связанные с достоверностью спутниковой информации об облачности, относящиеся к районам северо-восточных частей Северной Америки и Евразии, касаются в первую очередь данных наблюдений за зимние месяцы. Временной ход количества облачности в этих районах характеризуется резким падением, происходящим на зиму, 1972-1973 гг. (рис. 4).

Анализ временного хода количества облачности для того же района Евразии по наземным данным такого скачка не обнаруживает. Следует заметить, что в указанном районе зимой на фоне очень низких температур регистрация облачности со спутников затруднена. Однако это не объясняет резкого скачка в значениях облачности в 1972-1973 гг., который вероятнее всего связан с нарушением однородности в рядах данных.

Сравнение временного хода спутниковых и наземных данных, выполненное для других районов территории СССР и Западной Европы показало вполне удовлетворительное согласие (см. рис. 4). Эти данные позволяют предположить, что обнаруженное нарушение однородности ряда по спутниковым данным носит региональный характер.

В данной работе также было выполнено детальное сравнение осредненных за весь период наблюдений (1966-1983 гг.) значений облачности по спутниковым данным со средними многолетними значениями облачности по наземным данным, приведенным в /2/, которые были пересчитаны в узлы сетки с шагом по долготе равным 10° . Результаты сравнения для января и июля представлены на рис. 5. Из приведенных карт следует, что в большинстве районов разница не превышает 1,5 балла. Исключение составляют северо-восточные районы Евразии и Северной Америки, для которых в январе расхождение составляет 3-4 балла. Над океанами они, как правило, не превышают 1 балла, причем спутниковые данные пока-

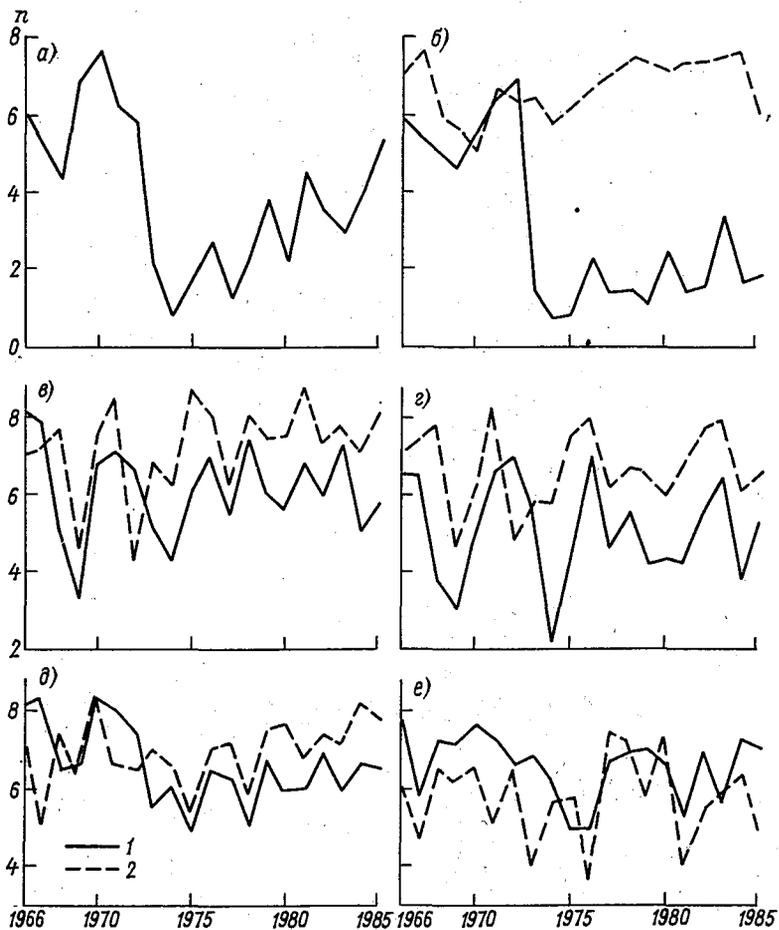


Рис. 4. Временной ход количества общей облачности п в январе: по спутниковым — 1 и наземным — 2 данным; а) 57,5–62,5° с. ш., 65–75° з. д.; б) 57,5–62,5° с. ш., 115–125° в. д.; в) 52,5–57,5° с. ш., 45–55° в. д.; г) 47,5–52,5° с. ш., 55–65° в. д.; д) 42,5–47,5° с. ш., 15–25° в. д.; е) 42,5–47,5° с. ш., 5–15° в. д.

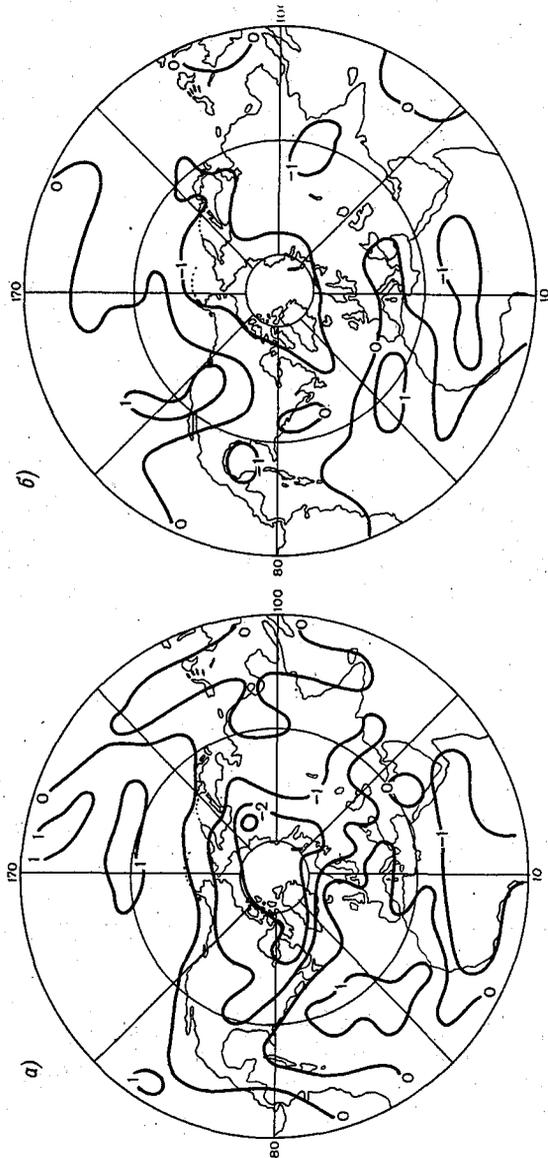


Рис. 5. Разность между средними многолетними значениями количества облачности по спутниковым данным и по данным [2].
а — январь, *б* — июль.

зывают большие значения количества облачности, что может быть следствием тренда возрастания облачности, поскольку наземные данные относятся к более раннему периоду. Для тропических и приэкваториальных районов Африки, несмотря на тенденцию к увеличению облачности, полученную по спутниковым наблюдениям, эти данные в среднем оказываются меньше, чем в /2/. Возможно это связано с тем, что как было отмечено в обзоре /11/, данные /2/, относящиеся к указанным районам, завышены по сравнению с данными других авторов.

Полученные результаты, а также результаты /6–8/ позволяют надеяться, что за исключением северо-восточных районов материков, спутниковые данные неплохо описывают временную динамику средних месячных аномалий облачности. Наиболее существенной особенностью этой динамики является различие временной структуры аномалий облачности над материками и океанами. Аномалии облачности над океанами, в отличие от материков, характеризуются заметной временной связностью. В некоторых районах, к югу от 40° -с. ш., в рядах аномалий облачности присутствует долгопериодная составляющая, которая почти идентична линейному тренду.

Анализ периодограмм, для группы трапеций тропической и субтропической зоны Атлантики также подтверждает наличие устойчивых пиков, приходящихся на колебания с периодами около 4,5 лет и 21–22 мес.

Указанные особенности временной структуры рядов облачности над океанами свидетельствуют о возможности формирования над ними длительно существующих аномалий облачности, которые могут сказываться на тепловом режиме океанов и иметь дальний отклик в циркуляции атмосферы.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Аристова Л. Н. Статистические оценки многолетних измерений зональных характеристик глобального поля общей облачности по данным спутниковых наблюдений за 1966–1975 гг. — Труды ВНИИГМИ — МЦД, 1985, вып. 112, с. 26–40.
2. Берлянд Т. Г., Строкина Л. А. Глобальное распределение общего количества облаков. — Л.: Гидрометеиздат, 1980. — 69 с.
3. Винников К. Я. и др. Изменения средней температуры воздуха Северного полушария за период 1841–1984 гг./ К. Я. Винников, П. Я. Гройсман, К. М. Лугина, А. А. Голубев. — Метеорология и гидрология, 1987, № 1.
4. Груза Г. В., Аристова Л. Н., Качурин Л. Р. О зональной структуре и корреляции характеристик глобальной облачности. — Метеорология и гидрология, 1985, № 12, с. 5–11.
5. Матвеев Ю. Л., Матвеев Л. Т. Физико-статистический анализ глобального поля облачности. — Изв. АН СССР. Физика атмосферы и океана, 1984, т. 20, № 11, с. 1042–1053.
6. Мирвис В. М., Гусева И. П. Облачность над Северной Атлантикой по спутниковым и наземным данным. — Труды ГГО, 1986, вып. 505, с. 29–42.

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

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

9. Поляк И. И. Методы анализа случайных процессов и полей в климатологии. – Л.: Гидрометеиздат, 1979. – 255 с.

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

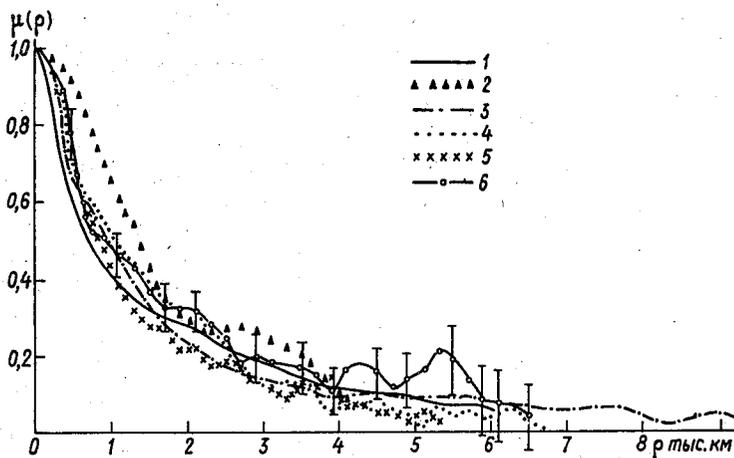
11. Hughes N. A. Global cloud climatologies: a historical review – J. Clim and Appl. Meteorol., 1984, vol. 23, p. 724–751.

О СТАТИСТИЧЕСКОЙ МАКРОСТРУКТУРЕ ПРИЗЕМНОГО ДАВЛЕНИЯ В НИЗКИХ ШИРОТАХ

Сведения о статистической структуре полей метеорологических величин необходимы для решения ряда важных практических задач и, в частности, для объективного анализа исходных полей, используемых в численных моделях атмосферы в качестве начальных данных. Так, даже для разработки регионального прогноза погоды на несколько дней необходима информация о начальном состоянии атмосферы как минимум над всем полушарием.

Своеобразие атмосферных процессов, развивающихся над различными областями земного шара, широкое внедрение в оперативную практику региональных, полусферных и глобальных численных моделей обуславливают необходимость иметь детальные сведения о пространственной и временной структуре полей основных метеорологических величин во всех широтных зонах. В применении к умеренным широтам данная задача практически уже решена. Имеется также ряд разработок по статистической макроструктуре полей давления /3, 6, 9, 15/ и других величин на различных уровнях атмосферы в тропических широтах. Тем не менее в этих вопросах еще много неясного, что связано, в первую очередь, с очень редкой сетью метеорологических и аэрологических станций в тропиках, а также с низким качеством и „недостоверностью данных наблюдений” /11/. Именно последнее обстоятельство привело к тому, что при исследовании горизонтальной макроструктуры полей приземного давления в низких широтах в настоящей работе были использованы исходные данные, снятые, главным образом, с карт тропической зоны.

Оценка значений пространственной автокорреляционной функции приземного давления $\mu(\rho)$ проводилась на основе гипотезы о локальной однородности и изотропности полей по методике, изложенной в работе /5/. С этой целью привлекались данные в 33 точках, охватывающие район тропиков, ограниченный параллелями 25° с. ш. и 15° ю. ш. и меридианами 40° з. д. и 20° в. д., за 1969–1978 гг. Расчеты проводились для каждого месяца года (для отклонений от месячной нормы давления в каждой точке, нормированных на собственную дисперсию), что исключало влияние годового хода, с последующим осреднением полученных корреляционных функций для года в целом. Влияние суточного хода исключалось тем, что привлекались данные на одной фазе суточного хода (за 3 ч мск) с интервалом в три дня. Таким образом, каждый месяц был представлен 100 полями давления. Корреляционные моменты были сгруппированы по 35 градациям расстояния в диапазоне $0 \leq \rho \leq 6000$ км. Для уточнения оценок $\mu(\rho)$ при $\rho < 500$ км дополнительно привлекались данные январских и июльских наблюдений за 1974–1978 г. с 13 метеостанций, расположенных на атлантическом побережье Африки и Южной



Пространственные автокорреляционные функции приземного давления в низких широтах:

1 — среднегодовая однородная и изотропная; 2 — для H_{1000} по /3/; 3 — однородная и изотропная; 4 — зональная; 5 — меридиональная для всей области исследования; 6 — зональная в экваториальном поясе в апреле.

Америки.

Сравнение полученной результирующей корреляционной функции приземного давления в тропиках с семейством аналогичных функций для умеренных и высоких широт, приведенных С. М. Олевской /7/, показало, что имеет место их резкое отличие (рис. 1). Так, в интервале 0–2000 км, представляющем наибольший интерес для целей объективного анализа, значения оценок всех функций для умеренных и высоких широт вначале убывают медленнее (до $\rho \approx 800$ км), а затем существенно быстрее, чем для тропиков. Функции меняют знак в Арктике при $\rho = 2000$ км, а в умеренных широтах при $\rho \approx 2800$ км. Последние достигают минимума, как правило, при $\rho \approx 3800$ км. Однако функция для тропиков, монотонно уменьшаясь (от $\rho \approx 4000$ км), сохраняет положительные значения вплоть до $\rho = 6000$ км. Указанные факты свидетельствуют о существенном различии статистической макроструктуры барикоциркуляционных процессов, протекающих в высоких, умеренных и низких широтах, и, следовательно, о необходимости привлечения различных корреляционных функций при проведении объективного анализа полей давления в низких широтах и для решения других задач.

Сравнение полученных результатов с автокорреляционной функцией H_{1000} , из работы /3/, рассчитанной по данным 60 зондирований атмосферы за июль 1962–1963 гг. на 56 станциях, расположенных в широтном поясе 2° ю. ш. — 30° с. ш. восточного полушария (75 – 175° в. д.), пока-

зало неплохое согласие функции при $1500 \leq \rho \leq 4000$ км (см. рис. 1 кривые 1 и 2) Однако при меньших ρ функции заметно различаются, что, по-видимому, может быть объяснено физико-географическими особенностями районов исследования. Действительно, в работе /3/ область исследования включает в себя такие резко контрастирующие по условиям атмосферной циркуляции регионы, как п-ов Индостан и Юго-Восточная Азия, с одной стороны, и западная акватория Тихого океана, с другой /2/. В настоящей работе область охватывает тропическую часть Атлантики и Западной Африки, т. е. включает экваториальный пояс, пояс от ± 15 до $\pm 28^\circ$ и переходную зону между ними.

Согласно принятой классификации атмосферных процессов для тропиков /2, 4, 8/ при $\rho < 3500$ км речь идет, в основном, о процессах синоптического масштаба (характерные линейные размеры L до 3000 км) и масштаба облачных скоплений ($L = 100 \dots 1000$ км). Однако следует помнить, что локальные характеристики состояния атмосферы в любой момент времени есть результат сложного нелинейного взаимодействия возмущений различной пространственно-временной протяженности, протекающих в атмосфере, — от глобальных (волны Янаи—Маруямы с L до 40 000 км) до микрометеорологических ($L \leq 100$ км).

Сопоставление корреляционных функций позволяет сделать вывод о том, что в умеренных широтах барико-циркуляционные процессы на расстояниях до 1500—2000 км статистически связаны значительно теснее, чем в любом регионе тропической зоны.

Для проверки применимости гипотезы об однородности и изотропности поля к приземному давлению в тропиках были построены поля изокоррелят для всех месяцев года с полюсом в точке, расположенной на пересечении экватора с меридианом 10° з. д. Изокорреляты имеют форму эллипсоидов, большая ось которых в каждом месяце ориентирована почти в зональном направлении, т. е. в направлении преобладающих воздушных переносов. При переходе от месяцев холодного полугодия к теплему ориентация ее меняется очень мало и практически совпадает со среднегодовым положением оси экваториальной депрессии /11, 13/. Указанная особенность соответствует известному из синоптической практики свойству зональности полей давления (и других метеорологических величин) в тропиках /4, 11, 13/. Например, по средним картам изогипс на уровнях 500, 300, 200 и 100 гПа, полученных в период проведения ТРОПЭКС-72 и АТЭП, значения производных по параллели (с шагом 500 км) оказались здесь почти на порядок меньше, чем по меридиану /4/.

Анализ полей изокоррелят показал, что поле приземного давления над областью исследования однородно и изотропно до расстояний, не превышающих 800—1000 км. В отдельные месяцы это расстояние уменьшается до 600 км. В диапазоне 1000—1500 км можно говорить лишь об относительной однородности и изотропности, а на больших расстояниях наблюдается заметная анизотропность поля. Все это дает основание считать целесообразным построение зональных и меридиональных корреля-

ционных функций.

Такие функции были рассчитаны для апреля на основе банка ежедневных данных, собранных А. Мбангогинаном за 17 лет (1969–1985 гг.) для 61 точки, покрывающих несколько большую, чем в первом эксперименте, область, ограниченную параллелями 28° ю. ш., 28° с. ш. и меридианами 44° з. д., 32° в. д. Данные для проведения этих расчетов также снимались, в основном, с изобар и были разбиты на три массива так, чтобы две соседние даты, включенные в каждую частичную выборку отстояли друг от друга на три дня. Далее для каждой из трех выборок, включающих по 170 синоптических ситуаций, рассчитывались однородная и изотропная (общая), зональная и меридиональная корреляционные функции. Зональная функция рассчитывалась для 10 широтных кругов, кратных 5° , по данным 55 точек, а меридиональная — для 15 меридианов и 59 точек. В каждом случае привлекались точки, отстоящие соответственно от параллели или меридиана не более, чем на 2° . Затем находились средние оценки корреляционных моментов для каждой пары станций по всем 510 синоптическим ситуациям и ранжировались по грациям расстояний. Все три полученные корреляционные функции оказались не очень гладкими, особенно для малых и больших расстояний, что связано, по видимому, и с недостатком исходного материала, и неодинаковым числом случаев в грациях, и неточностью данных. Поэтому для повышения статистической значимости оценок функций было проведено их скользящее сглаживание по трем точкам (см. рис. 1 кривые 3, 4, 5). Зональная корреляционная функция для экваториального пояса (кривая б), в котором атмосферные процессы заметно отличаются от таковых в тропиках (в первую очередь, динамика в силу обращения в нуль основных слагаемых ускорения Кориолиса, очень малых значений барического градиента и малой изменчивости метеорологических величин и параметров), уменьшается при приближении к экватору и находится на грани точности измерений и даже за ней [2, 4, 11, 13]. Так, дисперсия давления здесь на порядок меньше, чем в умеренных широтах, а изменчивость метеорологических параметров составляет 5 % изменчивости в умеренных широтах [4].

Из синоптической практики известно также, что полям основных метеорологических величин в экваториальном поясе присуща еще большая квазигоризонтальность, чем в тропиках. Однако вблизи экватора (и в переходной зоне) нельзя использовать гипотезу о квазигоризонтальности атмосферных движений в том виде, как это делается для внетропических широт, поскольку при зональном распределении всех величин ($\partial/\partial x \equiv \equiv 0$) компоненты скорости u , v , w отличны от нуля¹, а „на экваторе для

¹ По данным ТРОПЭК-72 и АТЭП на $\varphi = 5^\circ$ с. ш. $0(u) = 0(v)$, причем $u = 3,6$ м/с а $0(w) \approx 5 \cdot 10^{-2}$ м/с [4]; в различных частях зрелого тропического циклона $0(w) \approx \approx (2 \dots 20) \cdot 10^{-2}$ м/с [12]; вблизи оси ВЗК, располагающейся на $\varphi = 7^\circ$ с. ш., с учетом конденсации $0(w) \approx (1,5 \dots 2,4) \cdot 10^{-2}$ м/с, а в умеренных широтах для процессов синоптического масштаба $0(w) \approx 10^{-2}$ м/с [12].

стационарных движений крупного масштаба в плоскости x, z имеет место вертикальная геострофичность" /4/. Отмеченные особенности экваториальной атмосферы, выявленные как эмпирическим путем, так и на основании теоретического анализа и результатов численного моделирования ее динамики, обуславливают существование в ней волновых движений всех метеорологических масштабов /2, 4/ и очень сильно зависят от взаимодействия полей ветра, температуры и источников тепла, а также от характеристик среднего потока.

Зональная функция для экваториальной зоны построена аналогично /5/ по данным трех приведенных выше частичных совокупностей апрельских ежедневных данных в 30 точках расчетной сетки, расположенных в широтном поясе $\pm 7^\circ$.

Рассмотрим вопрос о доверительных границах оценок полученного семейства корреляционных функций.

Пусть, например, эмпирические коэффициенты корреляции r для трех соседних градаций расстояния получены по данным лишь одной пары точек, т. е. по выборкам, содержащим $N_r = 1200$ и $N_a = 510$ значений давления при построении функций соответственно для года в целом и для апреля. Применение оператора сглаживания к апрельским функциям обеспечило объем выборки $N_a = 1530$ для средней из трех градаций расстояния. Так как для параметра Фишера $z = \text{arcthr}$ стандартная ошибка зависит только от числа случаев в выборке: $\sigma_z = (\sqrt{N-3})^{-1}$, то $(\sigma_z)_r = 0,029$, $(\sigma_z)_a = 0,026$.

Для получения возможно более строгой оценки доверительных границ семейства апрельских функций примем, что количество информации о барико-циркуляционных процессах, содержащееся в первой частичной выборке, равно 1, а вторая и третья выборки вносят в общую совокупность дополнительно 0,5 и 0,25 новой информации соответственно. Исходя из этих соображений, найденное значение $(\sigma_z)_a$ должно быть умножено на 1,75, т. е. в рассматриваемом экстремальном случае $(\sigma_z)_a = 0,045$.

Далее, задав доверительную вероятность $P = 0,05$, строим для среднего значения параметра Фишера доверительный интервал (z_1, z_2) по формуле

$$z_{1,2} = \text{arcthr} \hat{r} \mp 1,96\sigma_z.$$

Откуда, преобразуя z в r , находим, что истинное значение коэффициента корреляции r с той же доверительной вероятностью $(1 - P)$ находится в пределах $\text{th } z_1 \leq \text{th } z_2$. Такие оценки доверительных границ были построены для каждого выборочного коэффициента корреляции $\mu_i(\rho_k)$ (см. рис. 1) с учетом фактического объема выборки и выяснено, что все коэффициенты удовлетворяют 5 %-му уровню значимости (в том числе и последние значения всех $\mu_i(\rho)$, в чем нетрудно убедиться, используя в расчетах указанные выше значения $(\sigma_z)_a$ и $(\sigma_z)_r$).

Для получения статистически обоснованных выводов при сравнении семейства корреляционных функций $\mu_i(\rho)$ необходимо выполнить про-

верку двух статистических гипотез:

$$\mu_i(\rho_k) - \mu_j(\rho_k) \approx 0, \quad (1)$$

$$\mu_i(\rho_k) - \mu_i(\rho_m) \approx 0. \quad (2)$$

В качестве ρ_k, ρ_m целесообразно рассматривать средние линейные размеры различных классов атмосферных движений: 550 км — средняя протяженность процессов масштаба облачных скоплений; 1500 и 2900 км — средние и наиболее крупные процессы синоптического масштаба; 5500 км — наиболее мелкомасштабные волны Янаи — Маруямы (глобальные процессы).

В качестве алгоритма сравнения корреляционных функций для перечисленных градаций расстояния используем методику определения принадлежности частичных совокупностей $\mu_i(\rho_k), \mu_i(\rho_m), \mu_j(\rho_k), \mu_j(\rho_m)$ к одной общей совокупности /1/. Если первая и вторая частичные совокупности взяты из одной общей совокупности, то разность между значениями $z_1 = \text{arctg} \hat{r}_1$ и $z_2 = \text{arctg} \hat{r}_2$ этих частичных совокупностей будет иметь нормальное распределение со стандартной ошибкой

$$\sigma_{z_1 - z_2} = \sqrt{(N_1 - 3)^{-1} + (N_2 - 3)^{-1}}.$$

Если

$$|z_1 - z_2| = |\tilde{z}| > 1,96 \sigma_{\tilde{z}},$$

то разность $|\tilde{z}|$ является значимой при 95 %-й доверительной вероятности и, следовательно, частичные совокупности не принадлежат одной общей совокупности. В нашей задаче это означает, что гипотеза (1) или (2) должна быть отвергнута.

Результаты сравнения различных корреляционных функций, полученные согласно изложенному алгоритму, помещены в табл. 1, где приняты следующие обозначения: Г — среднегодовая корреляционная функция в тропиках; О, З, М — соответственно однородная и изотропная, зональная и меридиональная корреляционные функции в тропиках, а ЭЗ — зональная функция в экваториальном поясе для апреля.

Проанализируем и сопоставим семейства корреляционных функций, опираясь на ход $\mu_i(\rho)$ (см. рис. 1 и табл. 1). На расстояниях, превышающих 2300 км, оценки однородной и изотропной функции в апреле (кривая 3) становятся незначительными ($\mu(\rho) < 0,2$), тем не менее радиус корреляции превышает 9000 км; в диапазоне $0 \text{ км} \leq \rho \leq 1300 \text{ км}$ корреляция барико-циркуляционных процессов во всех направлениях в апреле выше, чем в среднем за год (кривые 1 и 3), а при $1300 \text{ км} \leq \rho \leq 4200 \text{ км}$ наоборот (см. табл. 1).

С нашей точки зрения, ход однородной и изотропной функции в апреле при $\rho \leq 1300 \text{ км}$ можно объяснить следующим образом. Согласно

проведенному специальному исследованию с помощью корреляционного метода определения климатических границ естественных синоптических сезонов, разработанного под руководством М. И. Юдина /10, 14/, с 15 марта по 15—18 апреля над рассматриваемой областью происходит резкая перестройка наиболее крупных барико-циркуляционных процессов синоптического масштаба, обусловленная смещением экваториальной депрессии и связанной с ней зоной конвергенции воздушных течений в северное (летнее) полушарие, сменой режима муссонной циркуляции над тропическими районами Африканского континента и началом так называемого дождливого периода /11, 13/. Процессы масштаба облачных скоплений и локальные мезопроцессы не претерпевают переломов и играют решающую погодообразующую роль. Этот вывод подтверждается и данными табл. 1. Переломы указанных процессов запаздывают и смещаются на май.

Ход рассматриваемой $\mu(\rho)$ при $1300 \text{ км} \leq \rho \leq 4000 \text{ км}$ показывает, что в тропиках связанность процессов синоптического масштаба в среднем за год выше, чем в апреле, т. е. именно этим процессам принадлежит ведущая роль в формировании локальной погоды в течение года.

Зональная и меридиональная функции в тропиках (кривые 4 и 5) отличаются от однородной и изотропной функции в апреле в области наиболее мелкомасштабных синоптических процессов. Обе функции постепенно уменьшаются с увеличением расстояния, сохраняя положительные значения при всех ρ , для которых получены эти оценки: зональная функция до $\rho = 9000 \text{ км}$, меридиональная до $\rho = 5300 \text{ км}$. Однако убывание функций происходит неодинаково. При $\rho \leq 2500 \text{ км}$ связь процессов в зональном направлении несколько выше, чем в меридиональном (особенно существенно при $1000 \text{ км} \leq \rho \leq 2500 \text{ км}$, причем гипотеза (1) для $\rho = 1500 \text{ км}$ отвергается при 1 %-ом уровне значимости, что свидетельствует о различии зональных и меридиональных процессов синоптического масштаба). На больших расстояниях¹ оценки обеих функций достаточно близки, тем не менее из рис. 1 нетрудно заметить следующую особенность: при уменьшении связанности зональных процессов несколько увеличивается корреляция процессов в меридиональном направлении и наоборот. Однако, как показали оценки, по имеющимся в нашем распоряжении материалам, эти флуктуации находятся за границами 5 %-го уровня значимости и нуждаются в более основательной проверке.

Сопоставление зональных функций для всей области исследования и для экваториального пояса (кривые 4 и 6) показало, что в области синоптического и подсиноптического участков спектра их оценки очень близки. Более протяженные зональные процессы ($\rho \geq 2900 \text{ км}$) в эквато-

¹ В меридиональном направлении имеется в виду связь процессов, развивающихся по-существу за границами переходных зон, т. е. в поясе от ± 15 до $\pm 28^\circ$.

Таблица 1

Оценка сходства семейства корреляционных функций
для различных участков спектра барико-циркуляционных
процессов у земной поверхности в низких широтах

Функции	ρ км	N_1	N_2	Γ_1	Γ_2	z_1	z_2	$ \tilde{z} $	α	Вывод
Г и О	550	7200	11 220	0,554	0,619	0,624	0,724	0,100	0,052	$ \tilde{z} > \alpha$
	1500	9600	16 490	0,328	0,325	0,341	0,337	0,004	0,044	$ \tilde{z} < \alpha$
	2900	8400	15 300	0,191	0,139	0,192	0,140	0,052	0,037	$ \tilde{z} > \alpha$
	5500	2400	4250	0,068	0,088	0,068	0,088	0,020	0,087	$ \tilde{z} > \alpha$
О и З	550	11 220	4080	0,619	0,645	0,724	0,767	0,043	0,063	$ \tilde{z} < \alpha$
	1500	16 490	8670	0,325	0,385	0,337	0,406	0,069	0,046	$ \tilde{z} > \alpha$
	2900	15 300	9180	0,139	0,138	0,140	0,139	0,001	0,046	$ \tilde{z} < \alpha$
	5500	4250	2550	0,088	0,041	0,088	0,041	0,047	0,082	$ \tilde{z} < \alpha$
О и М	550	11 220	7140	0,619	0,644	0,724	0,765	0,041	0,052	$ \tilde{z} < \alpha$
	1500	16 490	7820	0,325	0,273	0,337	0,282	0,055	0,047	$ \tilde{z} > \alpha$
	2900	15 300	6120	0,139	0,131	0,140	0,131	0,009	0,052	$ \tilde{z} < \alpha$
	5500	4250	1700	0,088	0,023	0,088	0,023	0,065	0,099	$ \tilde{z} < \alpha$
З и М	550	4080	7140	0,645	0,644	0,767	0,765	0,002	0,067	$ \tilde{z} < \alpha$
	1500	8670	7820	0,385	0,273	0,406	0,282	0,124	0,054	$ \tilde{z} > \alpha$
	2900	9180	6120	0,138	0,131	0,139	0,131	0,008	0,056	$ \tilde{z} < \alpha$
	5500	2550	1700	0,041	0,023	0,041	0,023	0,018	0,107	$ \tilde{z} < \alpha$
З и ЭЗ	550	4080	3060	0,645	0,659	0,767	0,791	0,024	0,082	$ \tilde{z} < \alpha$
	1500	8670	3570	0,385	0,363	0,406	0,378	0,028	0,068	$ \tilde{z} < \alpha$
	2900	9180	2550	0,138	0,199	0,139	0,202	0,063	0,077	$ \tilde{z} < \alpha$
	5500	2550	1490	0,041	0,190	0,041	0,192	0,151	0,112	$ \tilde{z} > \alpha$

Примечание. $|\tilde{z}| = |z_1 - z_2|$; $\alpha = 1,75 \times 1,96\sigma_z$

риальном поясе связаны гораздо теснее, чем во всей тропической зоне. Обращает на себя внимание тот факт, что гипотеза (1) не оправдана для $\sigma = 5500$ км не только на 5 %-м, но и на 1 %-м уровне значимости! Этот вывод дает основание рассматривать экваториальную атмосферу как своеобразный узкий динамический канал, образованный зональными течениями глобального масштаба, находящимися в состоянии, близком к „вертикальной геострофичности” (термин Е. М. Добрышмана /4/) и препятствующий перемещению тропических циклонов из одного полушария в другое.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Айвазян С. А., Енюков И. С., Мешалкин Л. Д. Исследование зависимости. — М.: Финансы и статистика, 1985. — 487 с.
2. Белов П. Н. и др. Динамика атмосферы, облачность и теплообмен в тропиках. — Публикации ПГЭП, т. 7. — Л.: Гидрометеоздат, 1983. — 264 с.
3. Добрышман Е. М. Исследование статистических характеристик поля давления в низких широтах и определение движения по полю давления в экваториальной области. — Труды ММЦ, 1965, вып. 7, с. 107—122.
4. Добрышман Е. М. Динамика экваториальной атмосферы. — Л.: Гидрометеоздат, 1980. — 287 с.
5. Журавлева Е. Б., Каган Р. Л., Поляк И. И. Вычисление автокорреляционных и взаимных корреляционных функций по нескольким реализациям лучайного процесса. — Труды ГГО, 1971, вып. 289, с. 20—28.
6. Лугина К. М. К вопросу о статистической структуре поля геопотенциала в тропических широтах. — Труды ГГО, 1973, вып. 308, с. 166—172.
7. Олевская С. М. Давление и геопотенциал. — В сб.: „Статистическая структура метеорологических полей”. — Будапешт, 1976, с. 81—105.
8. Петросянец М. А. О работе Междуведомственной экспедиции ТРОПЭКС-74 в международном АТЭП 28 июня — 19 сентября 1974 г. — Труды Междувед. экспедиции ТРОПЭКС-74, т. 1. — Л.: Гидрометеоздат, 1976, с. 6—79.
9. Репинская Р. П. Некоторые характеристики пространственно-временной структуры поля приземного давления в низких широтах. — В сб.: „Параметризация некоторых видов непреднамеренного и направленного воздействий на атмосферу”. — Л.: изд. ЛПИ, 1984, с. 127—137.
10. Репинская Р. П., Юдин М. И. О временной структуре циркуляционных процессов. — Труды ГГО, 1981, вып. 446, с. 52—60.
11. Риль Г. Климат и погода в тропиках. — Л.: Гидрометеоздат, 1984. — 605 с.
12. Ситников И. Г. К вопросу о масштабном анализе уравнений динамики тропической атмосферы. — Труды Гидрометцентра СССР, 1977, вып. 197, с. 3—25.
13. Тараканов Г. Г. Тропическая метеорология. — Л.: Гидрометеоздат, 1980. — 175 с.
14. Чувашина И. Е. Корреляционный метод определения климатических границ сезонов года. — Труды ГГО, 1976, вып. 367, с. 68—80.
15. Steinitz G. et al. Optimum station network in the tropics. — J. Appl. Meteorol., Am. Meteorol. Soc., 1971, vol. 10, N 3, p. 364—369.

ОБЪЕКТИВНЫЙ АНАЛИЗ ВЫСОТЫ И ТЕМПЕРАТУРЫ ПОЛЯРНОЙ ТРОПОПАУЗЫ

В данной статье исследуется возможность объективного анализа высоты и температуры полярной тропопаузы методом оптимальной интерполяции по данным станций, прошедших горизонтальный контроль. Программа объективного анализа составлена на базе программы объективного анализа метеорологических полей, разработанной Ю. М. Либерманом [2].

С помощью управляющих параметров интерполяция может быть выполнена как в узлы широтно-долготной сетки, так и в узлы прямоугольной сетки. Поиск влияющих станций осуществляется по принципу „машинной карты”, который предполагает, что анализируемая область разбита на квадраты. В процессе поиска программа осматривает квадраты в заданной последовательности. При этом на порядок осмотра квадратов наложено требование, обеспечивающее определенную симметрию относительно анализируемого узла. Это требование, как показали эксперименты, проведенные Ю. М. Либерманом [2], позволяет несколько уменьшить меру ошибки анализа.

Значение элемента f_0 в узле в регулярной сетке определяется по формуле

$$f_0 = \bar{f}_0 + \sigma_0 \sum_{i=1}^n p_i \frac{f_i - \bar{f}_i}{\sigma_i}, \quad (1)$$

где σ — среднее квадратическое отклонение элемента; n — число влияющих станций.

Интерполяционные веса p_i определяются из решения системы уравнений

$$\sum_{j=1}^n p_j \mu_{ij} + \eta^2 p_i = \mu_{oi}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (2)$$

При решении системы уравнений (2) использованы меры ошибок η и аппроксимационные выражения корреляционных функций высоты и температуры полярной тропопаузы μ_{ij} за соответствующие сезоны, приведенные в [1].

По методике оптимальной интерполяции необходимо иметь значения норм \bar{f} и изменчивостей σ элемента как в анализируемом узле, так и на влияющих станциях. Предполагая квадратическую зависимость норм и изменчивостей от широты φ и долготы λ , определим их из соотношения

$$f(\varphi, \lambda) = A\lambda^2 + B\varphi\lambda + C\varphi^2 + D\lambda + E\varphi + F. \quad (3)$$

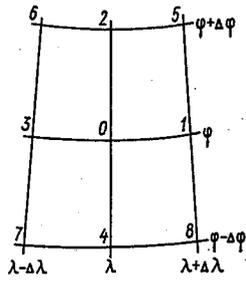


Рис. 1. Узлы регулярной сетки для расчета коэффициентов полинома.

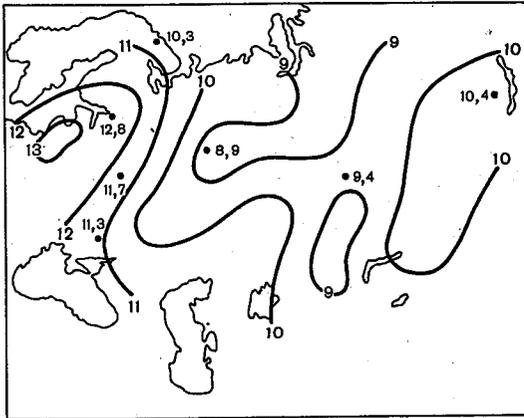


Рис. 2. Оптимальная интерполяция высоты (км) полярной тропопавзы (15.01.75 г.).

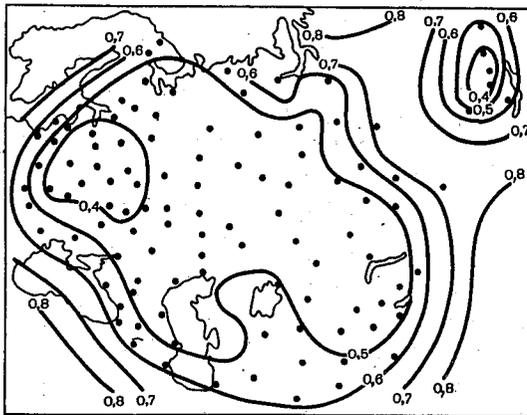


Рис. 3. Мера ошибок оптимальной интерполяции высоты полярной тропопавзы (15.01.75 г.).

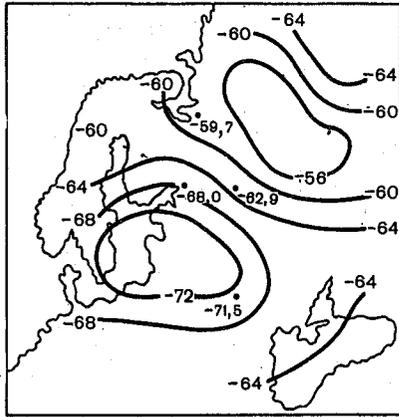


Рис. 4. Оптимальная интерполяция температуры полярной тропопазы (21.12.73 г.)

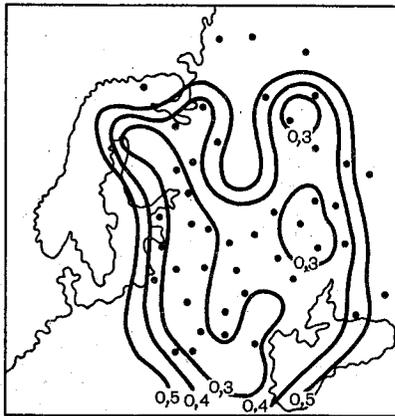


Рис. 5. Мера ошибок оптимальной интерполяции температуры полярной тропопазы (21.12.73 г.).

По известным значениям норм и изменчивостей в 9 узлах регулярной широтно-долготной сетки (рис. 1) легко получить методом наименьших квадратов значения для коэффициентов полинома

$$A = \frac{1}{6h^2} (f_1 + f_3 + f_5 + f_6 + f_7 + f_8 - 2f_0 - 2f_4);$$

$$B = \frac{1}{4h^2} (f_5 - f_6 + f_7 - f_8);$$

$$C = \frac{1}{6h^2} (f_2 + f_4 + f_5 + f_6 + f_7 + f_8 - 2f_0 - 2f_1 - 2f_3);$$

$$D = \frac{1}{6h} (f_1 - f_3 + f_5 - f_6 + f_8 - f_7);$$

$$E = \frac{1}{6h} (f_2 - f_4 + f_5 - f_8 + f_6 - f_7);$$

$$F = \frac{1}{9} (5f_0 + 2 \sum_{i=1}^4 f_i - \sum_{i=5}^8 f_i); \quad h = 10^\circ,$$

Качество анализа оценивается мерой ошибки интерполяции E по формуле

$$E^2 = 1 - \sum p_i \mu_{oi}.$$

Число влияющих станций при интерполяции элемента в узел ограничено шестью, при этом ни одна из влияющих станций не должна быть удалена от анализируемого узла более, чем на 1000 км. Если в круге с указанным радиусом не окажется ни одной станции, то элементу присваивается значение нормы. При этом $E = 1$. В случае когда расстояние между анализируемым узлом и ближайшей из влияющих станций не более 50 км, интерполяция не производится, а анализируемому узлу присваивается значение элемента на ближайшей станции.

Были произведены 42 случая объективного анализа высоты и температуры полярной тропопаузы за зимний и летний сезоны по ЕТС по данным за 1973–1975 гг.

Проведенные численные эксперименты по объективному анализу высоты и температуры полярной тропопаузы показали, что меры ошибки как высоты, так и температуры тропопаузы над освещенной территорией составила в среднем около 0,5. Данное значение меры ошибок, а также дальнейшие эксперименты по расчету характеристик тропопаузы позволяют сделать вывод об удовлетворительном качестве объективного анализа ха-

рактических тропопаузы.

В качестве примера на рис. 2–5 приведены случаи анализа и меры ошибок интерполяции высоты и температуры полярной тропопаузы соответственно. Точками на рис. 3 и 5 обозначены станции, данные которых использованы при интерполяции. Для сравнения на рис. 2 и 4 приведены значения высоты (км) и температуры ($^{\circ}\text{C}$) тропопаузы на отдельных станциях.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Курбанов Б. Т., Руховец Л. В. Статистическая структура полей температуры и высоты полярной и тропической тропопауз. — Изв. АН СССР. Физика атмосферы и океана, 1980, т. 16, № 9, с. 893–900.

2. Л и б е р м а н Ю. М. Базовая программа объективного анализа метеорологических полей и ее применение для анализа ветра. — Труды ГГО, 1980, вып. 412, с. 13–19.

ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДОВ ПЛАНИРОВАНИЯ ЧИСЛЕННЫХ ЭКСПЕРИМЕНТОВ ПРИ ПОСТРОЕНИИ ЗАВИСИМОСТИ ИНТЕНСИВНОСТИ ОБЛОЖНЫХ ОСАДКОВ ОТ ПАРАМЕТРОВ ОБЛАЧНОСТИ

Квазиэмпирические зависимости, полученные на основе численных экспериментов. Для ряда задач метеорологии детализированные модели, основанные на описании механизма изучаемого явления, оказываются весьма сложными, а достаточно точных моделей регрессионного типа, основанных на анализе данных наблюдений, не удастся построить из-за многомерности изучаемых зависимостей и отсутствия достаточного набора данных. Для таких задач эффективным может оказаться подход, при котором исследование проходит следующие этапы: строится численная модель, описывающая физику процесса; численная модель проверяется на имеющемся ограниченном наборе данных (при этом может производиться корректировка использованных при ее построении коэффициентов); путем численных экспериментов генерируется более широкий набор данных, который используется при построении зависимости типа уравнения регрессии. Построенная квазиэмпирическая зависимость может, в случае необходимости, заменить более сложную исходную модель.

Построение искомой зависимости существенно упрощается, если эксперименты проводились по схемам, разработанным в теории планирования эксперимента (ТПЭ) /4, 5/. В данной статье рассматривается применение ТПЭ в работе с численной моделью осадкообразования в слоистообразном облаке. Вводятся основные понятия ТПЭ, рассматривается пример ее применения для построения зависимости интенсивности осадков от набора параметров, задающих состояние облака.

Некоторые положения теории планирования экспериментов. Целью эксперимента, в рамках ТПЭ, считается установление некоторой зависимости искомой переменной Y , называемой в ТПЭ функцией отклика, от ряда аргументов X_1, X_2, \dots, X_m , называемых факторами. Зависимость устанавливается на основании результатов N экспериментов ($N \geq m$). Вид искомой зависимости не предполагается заранее известным, рассматривается аппроксимация этой функции отрезком степенного ряда по переменным X_1, \dots, X_m .

Подбор аппроксимационного выражения производится, как правило, путем последовательных приближений: сначала рассматривается простейшая линейная зависимость, если она не обеспечивает достаточной точности, то ее дополняют нелинейными членами. Учет нелинейности возможен также за счет преобразования переменных. Рассматривается, например, преобразование переменных степенного вида:

$$Y = \sum_{i=1}^L L_i (L_i \neq 0) \quad /5/.$$

При получении расчетных формул в ТПЭ обычно используются безразмерные (кодированные) переменные x_1, x_2, \dots, x_m , связанные с исходными размерными факторами соотношениями

$$x_i = \frac{2X_i - X_{i \max} - X_{i \min}}{X_{i \max} - X_{i \min}}, \quad (1)$$

где $X_{i \max}, X_{i \min}$ — заданные границы основной области варьирования переменных.

В дальнейшем, при рассмотрении конкретной задачи, в данной статье будет построена функция отклика от 3-х переменных. Приведем здесь в качестве примера вид такой зависимости

$$Y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_3 + b_{12} x_1 x_2 + b_{13} x_1 x_3 + b_{23} x_2 x_3 + b_{123} x_1 x_2 x_3. \quad (2)$$

Значения коэффициентов b_i находятся по результатам полного факторного эксперимента (ПФЭ). ПФЭ проводится таким образом, что каждый кодированный фактор принимает 2 значения: +1 и -1. Задаются все возможные комбинации этих уровней в факторном пространстве, общее число опытов N оказывается равным 2^m (показатель степени m указывает на число независимых переменных, основание 2 — на число уровней на которых варьируется каждый фактор).

Аппроксимационное выражение (2) позволяет вычислять значения функции отклика в различных точках факторного пространства. В точках плана ПФЭ это выражение дает значения, совпадающие со значениями Y , найденными непосредственно в эксперименте. В остальных точках возможны отклонения между этими значениями. Для рассматриваемой в данной статье детерминированной схемы эксперимента мы ограничились простейшими оценками относительной и абсолютной ошибок аппроксимации, которые не должны превышать некоторых предельных значений. Выбор значений предельно допустимых ошибок аппроксимации производился, исходя из представлений о точности использовавшейся численной модели.

Точность аппроксимации данных эксперимента выражением типа (2) проверяется прежде всего в центре основной области эксперимента — точке с координатами $x_1 = 0, \dots, x_m = 0$. Если в этой точке точность оказывается неудовлетворительной, это говорит о существенной нелинейности искомой зависимости. В таком случае требуется уточнение выражения (2), учитывающее нелинейность искомой зависимости по каждому из переменных. Наиболее распространенными способами уточнения полилинейных выражений типа (2) является добавление к ним квадратов или степенное преобразование переменных [5].

В тех случаях, когда используется преобразование переменных, выражение (1) обобщается следующим образом:

$$X_i = \frac{2X_i^{a_i} - X_{i \max}^{a_i} - X_{i \min}^{a_i}}{X_{i \max}^{a_i} - X_{i \min}^{a_i}} \quad (3)$$

Значения показателей степени a_i находятся по результатам дополнительных экспериментов. В случае m переменных для нахождения m показателей степени a_i требуется в дополнение к 2^m -м экспериментам ПФЭ провести $2m + 1$ эксперимент.

После того, как определены коэффициенты b_i в выражении (2) и найдены показатели степени a_i , можно, используя (3), перейти в (2) к размерным переменным X_i , записав следующее выражение:

$$Y = B_0 + B_1 X_1^{a_1} + B_2 X_2^{a_2} + B_3 X_3^{a_3} + B_{12} X_1^{a_1} X_2^{a_2} + B_{13} X_1^{a_1} X_3^{a_3} + B_{23} X_2^{a_2} X_3^{a_3} + B_{123} X_1^{a_1} X_2^{a_2} X_3^{a_3}. \quad (4)$$

В отличие от коэффициентов b_i , имеющих ту же размерность, что и Y , коэффициенты B_i имеют сложные размерности, согласованные с размерностями Y , X_i и значениями a_i .

Проиллюстрированные на примере построения функций от трех переменных методы ТПЭ легко обобщаются на другое количество переменных. Подробное изложение затронутых здесь вопросов ТПЭ представлено в специальных руководствах /4, 5/.

Интенсивность осадков у поверхности земли, как функция параметров слоистообразной облачности. Методы ТПЭ, изложенные в предыдущем разделе, применялись при получении зависимости интенсивности обложных осадков от параметров слоистообразных облаков. В качестве инструмента, позволяющего поставить в соответствие определенному набору параметров облака значение интенсивности осадков, использовалась численная модель /2/, учитывающая следующие основные микрофизические процессы осадкообразования: образование частиц осадков за счет коагуляции мелких капель и кристаллов льда (автоконверсию); коагуляционный рост частиц дождя и снега; сублимационный рост ледяных кристаллов; испарение дождя под основанием облака.

Модель предназначена для описания процессов, соответствующих по масштабу расчетной ячейке моделей общей циркуляции атмосферы и требует задания характеристик облачности, осредненных по площади порядка $10^4 - 10^5$ км². Предполагается, что при использовании модели характеристики облачности будут рассчитываться в рамках модели циркуляции атмосферы. Модель является нестационарной, однако путем численных экспериментов было показано, что при типичных характеристиках облачности реализуется квазистационарный режим выпадения осадков, при котором интенсивность осадков в данный момент однозначно определяется параметрами облачности в тот же момент /3/. Рас-

четы по модели сравнивались с данными наблюдений, было получено достаточно удовлетворительное соответствие модели эмпирическим данным.

Функцией отклика Y в данном случае является интенсивность осадков у поверхности земли. Определяющие факторы x_1, \dots, x_m должны задать достаточно полно состояние облачности. Процесс осадкообразования зависит от большого количества микрофизических и термодинамических факторов. Микрофизические факторы не являются, как правило, оперативно измеряемыми или рассчитываемыми. При построении модели микрофизические факторы были параметризованы, а в качестве входных переменных использовались факторы, которые могут рассчитываться в современных моделях динамики атмосферы и которые описывают крупномасштабное состояние облачности. Могут быть выделены три группы таких факторов, которые описывают: геометрические размеры облака; температурные характеристики; влажностные характеристики (водность облака, влажность под основанием облака).

Динамическое состояние облака для данной модели не существенно, так как в ней рассматривается только рост и выпадение осадков, предполагается, что скорость падения частиц осадков много больше скорости вертикальных движений воздуха. Каждая группа может быть представлена несколькими факторами; в данной статье рассмотрен пример наиболее простой зависимости, в которой каждой группе соответствует один фактор. В качестве таких факторов выбраны: температура у поверхности земли — $t_{\text{п}}$; средняя абсолютная водность облака — \bar{w} ; вертикальная мощность облака — ΔH . При таком выборе факторов для полной характеристики облачности ряд параметров должен быть зафиксирован, например, вертикальный градиент температуры в облаке был принят постоянным и равным $0,5^\circ\text{C}/100\text{ м}$, высота нижней границы облака была принята равной $0,6\text{ км}$, влияние отклонения высоты нижней границы от заданного уровня на испарение осадков может быть учтено путем введения специальной поправки (коэффициента испарения $1/f$).

Как показали расчеты, для полного описания процесса выпадения осадков необходимы три зависимости, имеющие одинаковую общую структуру (4), но отличающиеся коэффициентами. Первая зависимость относится к чисто капельному облаку, вторая к облаку смешанной фазовой структуры, из которого выпадают жидкие осадки, третья также к облаку смешанной структуры, но выпадают из него осадки в виде снега. Необходимость использования трех зависимостей объясняется тем, что для разных видов облаков и осадков преобладающее значение имеют разные микрофизические процессы.

Применение одной из этих зависимостей определяется температурой на уровне верхней границы облаков — $t_{\text{вг}}$ и температурой на поверхности земли — $t_{\text{п}}$. Первая зависимость применяется при $t_{\text{вг}} > -5^\circ\text{C}$, вторая при $t_{\text{вг}} \leq -5^\circ\text{C}$ и $t_{\text{п}} > 0^\circ\text{C}$, третья при $t_{\text{вг}} \leq -5^\circ\text{C}$ и $t_{\text{п}} < 0^\circ\text{C}$.

Таблица 1

Границы изменения основной области варьирования факторов

Параметры облачности		Капельные облака, дождь	Смешанные облака, дождь	Смешанные облака, снег
$X_1 = t_{\Pi}$	$X_{1, \min}$	15	4	—
	$X_{1, \max}$	30	15	—
$X_1 = t_{\Pi, \text{м}}$	$X_{1, \min}$	—	—	10
	$X_{1, \max}$	—	—	26
$X_2 = \Delta H - \Delta H_{\Pi}$	$X_{2, \min}$	0,9	1,9	0,9
	$X_{2, \max}$	2,9	3,9	3,9
$X_3 = \bar{m} - \bar{m}_{\Pi}$	$X_{3, \min}$	0,10	0,05	0,05
	$X_{3, \max}$	0,40	0,20	0,15

Из данных наблюдений и численных экспериментов известно, что осадки из облаков слоистых форм выпадают только в тех случаях, когда значения вертикальной протяженности облака — ΔH и средней водности облака \bar{m} превосходят некоторые минимальные значения. При построении аппроксимационных зависимостей целесообразно вести отсчет значений факторов не от нулевых, а от некоторых пороговых значений, что уменьшает нелинейность получаемых зависимостей и позволяет уменьшить ошибки аппроксимации. Пороговое значение вертикальной протяженности — $\Delta H_{\Pi} = 0,5$ км взято по данным наблюдений [6]. Пороговые значения водности подбирались по данным численных экспериментов, они взяты различными для разных видов облачности и осадков: для первой зависимости $\bar{m}_{\Pi} = 0,20 \text{ г} \cdot \text{м}^{-3}$, для второй — $\bar{m}_{\Pi} = 0,15 \text{ г} \cdot \text{м}^{-3}$, для третьей — $\bar{m}_{\Pi} = 0,10 \text{ г} \cdot \text{м}^{-3}$. При построении третьей зависимости (интенсивность осадков в виде снега) фактор t_{Π} принимает отрицательные значения, что делает невозможным применение степенного преобразования для этого фактора. Поэтому в третьей зависимости вместо t_{Π} использовался фактор $t_{\Pi\text{м}} = t_{\Pi} + 30 \text{ }^{\circ}\text{C}$. Фактор $t_{\Pi\text{м}}$ остается положительным при реально встречающихся условиях выпадения осадков.

Введем стандартные обозначения для факторов, учитывающих пороговые значения: $X_1 = t_{\Pi}(t_{\Pi\text{м}})$ в $^{\circ}\text{C}$, $X_2 = \Delta H - \Delta H_{\Pi}$ в км, $X_3 = \bar{m} - \bar{m}_{\Pi}$ в $\text{г} \cdot \text{м}^{-3}$. Границы основной области варьирования факторов в ПФЭ приведены в табл. 1. В результате проведения численного эксперимента по схеме ПФЭ с дополнительными точками для определения a_i были получены коэффициенты аппроксимационной функции (4), приведенные в табл. 2.

Таблица 2

Коэффициенты и показатели степени аппроксимаций
функций отклика для разных типов облачности и осадков

i	Первая зависимость (капельные облака, дождь)		Вторая зависимость (смешанные облака, дождь)		Третья зависимость (смешанные облака, снег)				
	b_i	B_i	a_i	b_i	B_i	a_i	b_i	B_i	a_i
0	0,27	$-2,17 \cdot 10^{-2}$	-	2,02	$2,24 \cdot 10^{-1}$	-	0,54	$-1,81 \cdot 10^2$	-
1	-0,06	$4,19 \cdot 10^{-3}$	0,40	-0,98	$4,53 \cdot 10^0$	-1,35	0,36	$1,44 \cdot 10^{-4}$	2,05
2	0,19	$3,08 \cdot 10^{-2}$	1,82	0,75	$1,34 \cdot 10^{-2}$	2,21	0,32	$8,38 \cdot 10^{-3}$	1,97
3	0,23	$1,19 \cdot 10^0$	2,22	0,34	$1,60 \cdot 10^1$	2,27	0,26	$6,66 \cdot 10^0$	2,53
12	-0,04	$-6,87 \cdot 10^{-3}$	-	-0,44	$7,88 \cdot 10^{-1}$	-	0,21	$3,86 \cdot 10^{-5}$	-
13	-0,04	$-1,89 \cdot 10^{-1}$	-	-0,07	$3,36 \cdot 10^1$	-	0,19	$5,02 \cdot 10^{-2}$	-
23	0,15	$1,93 \cdot 10^0$	-	0,07	$2,45 \cdot 10^1$	-	0,13	$-5,26 \cdot 10^1$	-
123	-0,03	$-3,26 \cdot 10^{-1}$	-	-0,03	$4,65 \cdot 10^0$	-	0,11	$1,15 \cdot 10^{-2}$	-

Примечание. i — индекс коэффициента; b_i — коэффициенты функции отклика для кодированных переменных (2); B_i — коэффициенты функции отклика для размерных переменных (4); a_i — показатели степени функции (4).

Сравнение результатов расчетов по модели и по аппроксимационным формулам показало, что относительные ошибки аппроксимации при изменении факторов в реально встречающихся в природе диапазонах не превышают 20 – 30 %, внутри основной области варьирования факторов эти ошибки не превышают 10 – 15 %.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Антонов В. С. Комплексный метод численного диагноза и прогноза обложных осадков. – Львов.: Выща шк. 1982. – 126 с.
2. Волосюк А. И., Зинченко А. В. Численная модель осадкообразования в слоистообразных облаках. – Труды ГГО, 1988, вып. 517, с. 93–99.
3. Волосюк А. И., Зинченко А. В. Некоторые результаты расчетов осадкообразования в слоистообразных облаках. – Труды ГГО, 1988, вып. 517, с. 85–92.
4. Ермаков С. М., Жиглявский А. А. Математическая теория оптимального эксперимента. – М.: Наука, 1987. – 317 с.
5. Ивоботенко Б. А., Ильинский Н. Ф., Копылов И. П. Планирование эксперимента в электротехнике. – М.: Энергия, 1975. – 184 с.
6. Качурин Л. Г. Физические основы воздействий на атмосферные процессы. – Л.: Гидрометеиздат, 1978. – 455 с.

О СОГЛАСОВАННОСТИ ИНДЕКСОВ АНОМАЛЬНОСТИ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ УСЛОВИЙ В ОСНОВНЫХ ЗЕРНОПРОИЗВОДЯЩИХ РАЙОНАХ СССР

В последние годы появился ряд каталогов аномальных метеорологических условий для территории СССР, основанных на использовании метеорологических величин. Для теплого периода года и его отрезков это каталоги (в порядке публикации) А. В. Мещерской и В. Г. Блажевич /8—10/; А. И. Неушкина /7/; Э. В. Рочевой и В. Ф. Логинова /17/; Э. И. Гирской и Б. И. Сазонова /3, 4/; О. В. Батыревой и Л. Е. Лукияновой /2/; Б. И. Сазонова и др. /12/. Для центральных месяцев холодного периода года (декабрь—февраль) индексы экстремальности метеорологических условий опубликованы Б. И. Сазоновым с соавторами /13/.

Целесообразно рассмотреть каталоги разных авторов с точки зрения их согласованности между собой. В настоящей статье будут рассмотрены только метеорологические каталоги засух, каждый из которых рассчитывался по единой методике. В этом смысле эти каталоги имеют преимущества перед известными каталогами засух Ю. Л. Раунера /16/, О. А. Дроздова /5/, Т. В. Покровской и Н. Г. Каменьковой /15/, которые в определенной мере являются компилятивными и, следовательно, менее однородными в методическом плане. Эти каталоги основаны прежде всего на учете снижения урожайности зерновых культур, что является следствием влияния не только неблагоприятных погодных условий, но и других факторов неметеорологического характера.

Каталоги метеорологических условий теплого периода года и его отрезков. Все перечисленные метеорологические каталоги экстремальных метеорологических условий теплого периода базируются на использовании двух параметров: осадков Q и температуры t . Однако способы их использования различаются.

А. В. Мещерской и В. Г. Блажевич предложено три типа каталогов. Первый основан на подсчете площадей K , удовлетворяющих условиям: засушливые условия (индекс засушливости „3”)

$$Q < 80 \% \text{ нормы, } \Delta t > 1^\circ \text{C}; \quad (1)$$

условия повышенного увлажнения (индекс „В”)

$$Q > 120 \% \text{ нормы, } \Delta t < -1^\circ \text{C}. \quad (2)$$

Площади K вычисляются за каждый год по формуле

$$K = \frac{1}{L} \sum_{j=1}^L \sum_{i=1}^m \frac{P_i}{P} \delta_{ij}, \quad (3)$$

где $\delta_{ij} = 1$, если температурно-влажностный режим в i -й области в j -м месяце удовлетворяет условию (1) или (2); $\delta_{ij} = 0$, если условие (1) или (2) не удовлетворяется; m — число административных областей; P_i — площадь i -й административной области; P — суммарная площадь областей, входящих в рассматриваемую территорию; l — число календарных месяцев, включенных в расчет.

В этом типе каталогов впервые в явном виде учтены площади распространения аномалий осадков и температуры в заданных пределах. Каталоги 1-го типа, как и двух других типов, могут быть рассчитаны для любых заданных территорий.

Каталоги 1-го типа являются односторонними, так как характеризуют засушливые, либо условия повышенного увлажнения. Поэтому на практике удобно использовать разности площадей (ΔK), удовлетворяющие условию (1) (K_1) и условию (2) (K_2).

Второй тип каталогов — ряды средних значений индекса засушливости

$$S_i = \frac{\Delta t}{\sigma_{\Delta t}} - \frac{\Delta Q}{\sigma_{\Delta Q}}, \quad (4)$$

рассчитанные с учетом площади административных областей по формуле:

$$\bar{S} = \frac{1}{l} \sum_{j=1}^l \sum_{i=1}^m \frac{P_i}{P} S_i. \quad (5)$$

Третий тип каталогов — ряды первого коэффициента разложения индекса S по естественным ортогональным функциям (е. о. ф.).

Каталоги Мещерской—Блажевич рассчитаны для отрезков теплого периода, определяющих урожайность зерновых культур.

Комплексный показатель засухи Э. В. Рочевой и В. Ф. Логинова /17/ базируется на расчете площадей охвата (в неявном виде, по числу станций) положительными аномалиями температуры воздуха ($\Delta t > \sigma$) и дефицитом осадков ($\Delta Q \leq 50$ % нормы) для четырех основных сельскохозяйственных районов СССР: (центральные и юго-восточные районы) ЕЧС, Украина, Западная Сибирь и Казахстан. Каталоги опубликованы за 1891—1969 гг.

Каталоги Q. В. Батыревой и П. Е. Лукьяновой основаны на подсчете /2/ числа станций (температура) и числа экономических районов (осадки), на которых отмечаются положительные (δ_+) и отрицательные (δ_-) аномалии, превышающие по значению уровень $1,2 \sigma$ (крупные аномалии).

Выделено четыре класса аномальности метеорологического режима, соответствующие различным сочетаниям числа крупных положительных и отрицательных аномалий осадков и температуры. Каталоги рассчитаны за вегетационный период в целом для территории основных сельскохозяйственных районов СССР, т.е. они слишком обобщены по территории и во времени (вегетационный период).

В пределах каждого класса аномальные годы не различаются по интенсивности явления. Все это ограничивает возможности использования предложенных каталогов.

Б. И. Сазоновым, Э. И. Гирской и др. /3, 4/ предложено для теплого периода два индекса засушливости (Z_1 и Z_2), в которых учитываются осадки и температуры. Заметим, что в более поздней работе /12/ индексы засушливости авторы называют индексами экстремальности, что лучше отражает их суть. Однако индексы Z_1 и Z_2 , как и другие индексы, рассматриваемые в данной работе, охватывают не только экстремальные условия, но и весь диапазон изменения температурно-влажностного режима. Поэтому корректнее эти индексы называть индексами аномальности метеорологических условий.

Индекс Z_1 Сазонова и Гирской не очень удачен, так как он оказался не чувствителен к крупнейшим засухам, охватывающим одновременно ЕЧС и АЧС (в пределах основных сельскохозяйственных районов).

Индекс Z_2 — основной, он рассчитан для ЕЧС (точнее, для юго-восточных районов ЕЧС с прилегающими с востока районами Северного Казахстана) и для Алтая за апрель—июнь и май—июль. Индекс Z_2 — это оценка экстремальности метеорологических условий в баллах, которые соответствуют разности числа станций с засухой и числа станций с условиями хорошего увлажнения. На ЕЧС отобрано 10 станций; индексы экстремальности меняются от +10 до -10. На Алтае отобрано 5 станций, поэтому здесь каждая станция учитывается с двойным весом, чтобы сохранить диапазон изменения индекса экстремальности. На каждой станции год с засухой, с нормальными условиями увлажнения и условиями повышенного увлажнения устанавливается по графикам зависимости между осадками и температурой. К каждому из трех типов метеорологических условий относилась одна треть ряда. Уточненные значения индекса Z_2 приведены в /12/.

Сопоставление индексов аномальности разных авторов представляет собою непростую задачу из-за различий территорий и разных временных интервалов осреднения метеорологических данных. Поскольку индексы аномальности Мещерской и Блажевич легко рассчитываются на ЭВМ, дополнительно к уже имеющимся каталогам были рассчитаны каталоги аномальности для тех периодов и тех территорий, которые приняты в работах других авторов. Так, для сопоставления с индексом Z_2 Сазонова и др. были рассчитаны каталоги Мещерской и Блажевич первого и второго типа. Расчеты выполнены за май—июль по тем же данным об осадках и температуре в тех же областях, которые использовал Сазонов, т.е. по данным Харьковской, Липецкой, Пензенской, Волгоградской, Ростовской, Уральской, Оренбургской (запад), Актюбинской (север), Среднеуральского горного района „Б” и Татарской АССР (название областей приведено в соответствии с /6/). Осадки характеризовались средними областными значениями, а температура — значениями на станциях, по одной на область. Список станций по температуре приведен в /12/.

Результаты сравнения индексов Сазонова (индекс Z_2) с каталогами Лещерской-Блажевич (индекс \bar{S}_{V-VII}) приведены в табл. 1. Параллельно эти каталоги сопоставлялись с каталогом ΔK_{V-VII} и каталогом средней аномалии температуры за май-июль Δt_{V-VII} . Все четыре ряда рассчитывались за май-июль 1891-1985 гг. по метеорологическим данным десяти указанных выше областей.

Анализ левой части табл. 1 показывает, что ряды Z_2 , \bar{S}_{V-VII} , ΔK_{V-VII} и Δt_{V-VII} тесно коррелированы. Между рядами \bar{S}_{V-VII} и Z_2 , а также \bar{S}_{V-VII} и ΔK_{V-VII} коэффициент корреляции $r = 0,96$; между рядами \bar{S}_{V-VII} и Δt_{V-VII} , а также Z_2 и ΔK_{V-VII} коэффициент корреляции $r = 0,94$; между рядами ΔK_{V-VII} и Δt_{V-VII} $r = 0,91$. Таким образом, все четыре каталога аномальных метеорологических условий близки, особенно \bar{S}_{V-VII} , Z_2 и ΔK_{V-VII} . Следовательно, для идентификации аномальных метеорологических условий в юго-восточных районах ЕЧС, с прилегающими с востока районами Северного Казахстана, можно пользоваться любым из этих индексов.

Зависимость между перечисленными каталогами целесообразно представить в графическом виде (рис. 1), что позволяет сделать дополнительные замечания по поводу сравниваемых индексов. На рис. 1 а и 1 б заметна нелинейность (особенно на рис. 1 а) на краях графика. Следовательно, нелинейность определяется в первую очередь индексом Z_2 , который использован при построении только рис. 1 а. Дело в том, что индекс Z_2 рассчитан не в непрерывной шкале, а по градациям, причем число градаций недостаточно, чтобы охватить весь диапазон изменения индекса. Так, в число наиболее сильных засух на рассматриваемой территории попали 1975, 1921 и 1939 гг., когда во всех трех случаях $Z_2 = 10$ баллам (рис. 1 а). Между тем, в 1975 г. засуха была гораздо интенсивнее, чем в 1921 и 1939 гг. (а также чем в 1957, 1906, 1891 гг. и др.). Это хорошо видно на рис. 1 б, где на 1975 г. пришлось максимальное значение $\bar{S}_{V-VII} = 2,2$ и максимальное значение $\Delta K_{V-VII} = 71$ %. Экстремальную засушливость 1975 г. индекс Z_2 не улавливает из-за недостаточного числа градаций.

Второе замечание необходимо сделать в отношении территории на стыке ЕЧС и АЧС. Авторы /4/ выбрали эту территорию по принципу наибольшей корреляции между осадками и температурой в каждой из 10-ти областей по сравнению с окружающими. Вместе с тем известно, что метеорологические условия на ЕЧС и АЧС часто находятся в противофазе, что впервые было замечено М. Х. Байдалом и А. С. Утешевым еще в 1959 г. /1/. Более поздние проработки В. М. Мирвис и одного из авторов статьи показали наличие зоны резкого ослабления синхронных временных колебаний индекса засушливости S ; условная зона раздела проходит вблизи Уральского хребта и р. Урал, примерно совпадая с географической границей между ЕЧС и АЧС.

Территория, выбранная в /4/ для расчета индекса Z_2 неоднородна, она охватывает 6 районов на ЕЧС и 4 района на АЧС. По этой причине оказалось неоправданно малым число засух максимального распространения:

Таблица 1

Коэффициент корреляции между рядами индексов
аномальных метеорологических условий

	\bar{S}_{V-VII}	z_1	ΔK_{V-VII}	\bar{t}_{V-VII}	\bar{S}_{XII-II}	C_{XII-II}	ΔK_{XII-II}	\bar{t}_{XII-II}
\bar{S}_{V-VII}	1,0	0,96	0,96	0,94				
z_1		1,0	0,94	0,90				
ΔK_{V-VII}			1,0	0,91				
\bar{t}_{V-VII}				1,0				
\bar{S}_{XII-II}					1,0	0,86	-0,94	0,90
C_{XII-II}						1,0	-0,85	0,79
ΔK_{XII-II}							1,0	-0,80
\bar{t}_{XII-II}								1,0

из 93 лет всего в трех годах $Z_2 = 10$. Влажные и холодные условия одновременно во всех 10 областях ($Z_2 = -10$) наблюдались лишь однажды, в 1941 г. Недостаточно однородная территория, естественно сказалась на всех четырех индексах (Z_2 , \bar{S}_{V-VII} , ΔK_{V-VII} , $\Delta \bar{t}_{V-VII}$).

Еще одно сопоставление было сделано между комплексным показателем засухи Рочевой–Логинава и каталогами аномальности метеорологических условий третьего типа Мещерской–Блажевич для территории Северного Казахстана за май–июль. Оказалось, что каталоги Мещерской–Блажевич теснее коррелированы с аномалиями урожайности яровой пшеницы $r = 0,59$, чем каталоги Рочевой–Логинава $r = 0,39$.

Рассмотрим теперь индексы аномальности метеорологических условий холодного периода года.

Б. И. Сазонов и др. /13/ предложили индекс экстремальности зимних сезонов (декабрь–февраль), который основан на обратной корреляции между температурой и давлением. Наиболее четко эта зависимость проявляется на севере ЕЧС и над Западной Сибирью. Для этих территорий индексы экстремальности зимних условий (назовем их $S_{XII - II}$) рассчитаны за 1891–1987 гг. по методике, аналогичной методике расчетов индекса Z_2 .

Авторы данной статьи предложили каталоги аномальности метеорологических условий зимнего периода определять по аналогии с летним по данным об осадках и температуре. Известно, что зимой, в отличие от лета, корреляция между осадками и температурой прямая, так как осадки связаны с теплыми циклонами, а их дефицит с холодными антициклонами. По этой причине при расчете каталогов 1-го типа за зимний период по формуле (3) подсчитывались площади, удовлетворяющие условиям:

холодные и малоснежные зимы

$$Q < 80 \% \text{ нормы, } \Delta t < -1^\circ \text{C}; \quad (6)$$

теплые зимы при хорошем увлажнении

$$Q > 120 \% \text{ нормы, } \Delta t > 1^\circ \text{C}. \quad (7)$$

Рассчитывались также каталоги $\Delta K_{XII - II}$, т.е. разности площадей, удовлетворяющих условиям (6) и (7).

Каталоги второго типа получены по формуле, аналогичной формуле (5). При этом индекс S определялся из выражения

$$S_{XII - II} = \frac{\Delta t}{\sigma_{\Delta t}} + \frac{\Delta Q}{\sigma_{\Delta Q}}. \quad (8)$$

В отличие от формулы (4) в правой части (8) вместо разности используется сумма нормированных аномалий температуры и осадков.

Для сравнения с каталогами Сазонова каталоги аномальности метеорологических условий зимнего периода ($\bar{S}_{XII - II}$ и $\Delta K_{XII - II}$) рас-

считывались авторами данной статьи для тех же 10 областей Северо-Запада ЕЧС перечисленных в /13/.

Вновь обратимся к табл.1, где в правой части приведены коэффициенты корреляции между рядами \bar{S}_{XII-II} , ΔK_{XII-II} , индексами экстремальности Б. И. Сазонова (C_{XII-II}) и средней по десяти станциям аномалией температуры за декабрь—февраль (Δt_{XII-II}), рассчитанной с учетом площади административных областей за 1891—1986 гг. Необходимо заметить, что средняя температура зимних месяцев является достаточно репрезентативной характеристикой суровости зимы, по-видимому, ее можно принять в качестве опорной. При этом желателен учет ветра, но за 90-летний ряд это практически не осуществимо.

Как следует из табл. 1, коэффициенты корреляции между перечисленными рядами индексов оказались слабее, чем летом. Особенно это относится к индексу Сазонова. Тем не менее $r = 0,86$ между рядами индексов \bar{S}_{XII-II} и C_{XII-II} . Наиболее связанными ($r = -0,94$) оказались каталоги \bar{S}_{XII-II} и ΔK_{XII-II} . Индексы \bar{S}_{XII-II} теснее коррелированы со средней аномалией температуры за декабрь—февраль ($r = 0,90$), чем индекс Сазонова ($r = 0,79$) и в этом плане имеют преимущество перед ним.

Рассмотрим два корреляционных графика, приведенных на рис. 2. Здесь C_{XII-II} и \bar{S}_{XII-II} сравниваются с Δt_{XII-II} . Основное различие рис. 2 а и 2 б состоит в том, что график на рис. 2 б сжат по оси абсцисс. Это опять указывает на недостаточное число выбранных градаций в индексе Сазонова. В результате к экстремально суровым ($C_{XII-II} = -10$) оказались отнесенными 10 лет сильно различающихся по сравнению со средними аномалиями температуры (от -6°C в 1942 г. до $-0,4^{\circ}\text{C}$ в 1972 г.). Поскольку суровость зимы в первую очередь определяется режимом температуры, то индекс C_{XII-II} недостаточно показателен.

В целом приведенные материалы позволяют сделать следующие выводы. Каталоги аномальных метеорологических условий, предложенные Б. И. Сазоновым с соавторами для некоторых территорий и каталоги Мещерской—Блажевич, рассчитанные для тех же территорий, неплохо согласуются между собой, особенно каталоги теплого периода. Но каталоги Сазонова и др. менее информативны в области крайних (экстремальных) значений за счет недостаточного числа выбранных градаций.

Кроме того, они характеризуют лишь три района в декабре—феврале и два района в мае—июле и апреле—июне. Остальная территория в пределах основной зернопроизводящей зоны оказалась неохваченной. По-видимому, именно вследствие этого, коэффициенты корреляции между индексами засушливости Сазонова и др. и отклонениями урожайности зерновых от тренда в целом для СССР оказались небольшими /14/.

Каталоги Мещерской—Блажевич трех типов за теплый и холодный периоды, а также их отрезки (май—июль, август—сентябрь, апрель—октябрь, ноябрь—март, декабрь—февраль) рассчитаны для 18 экономических районов и в целом для ЕЧС и АЧС в пределах основной зернопроизводящей

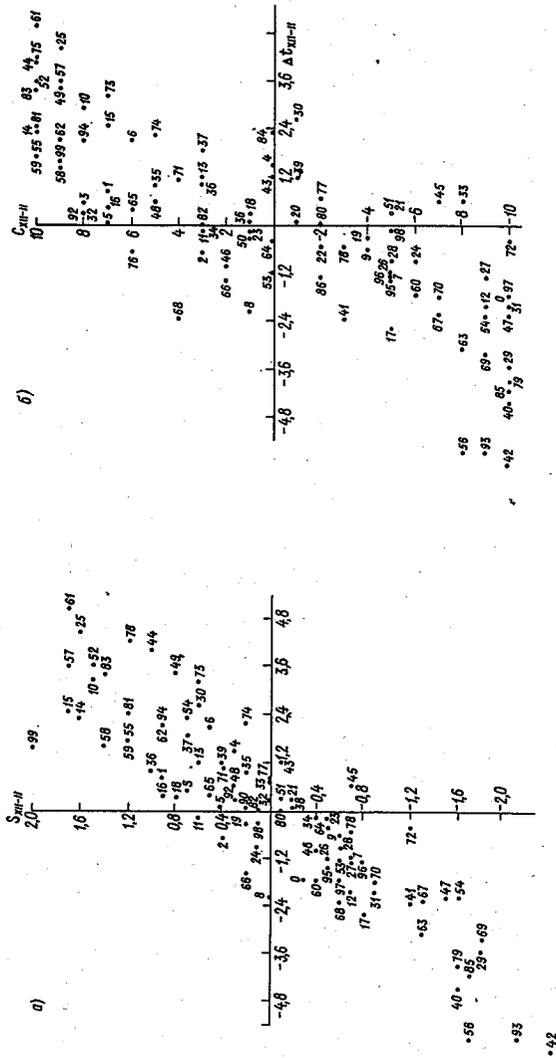


Рис. 2. Зависимость между индексами аномальности метеорологических условий в декабре — феврале на Северо-Западе ЕУС.

а — между рядами Σ и Δt ; б — между рядами Σ и $\Delta \Sigma$.

ны. Дополнительно они подготовлены для районов, однородных по синронности временных колебаний индексов засушливости (лето) и температуры (зима).

В отличие от /12, 13/ при расчете каталогов используются данные по зем областям, входящим в экономический район или однородную территорию, что увеличивает объем учтенной информации. Кроме того, в каталогах 1-го и 2-го типа учитывается площадь каждой конкретной области, что повышает их информативность. Коэффициенты корреляции /11/ между индексами аномальности 3-го типа для отрезков теплого периода на ЧС и АЧС и отклонениями урожайности зерновых от тренда довольно высокие ($r = -0,7$). Отмеченные обстоятельства расширяют возможности использования этих, подготовленных к печати каталогов для разных практических задач.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Байдал М. Х., Утешев А. С. О сопряженности явлений засух юга Европейской территории СССР и северной половины Казахстана. — Труды Каз. НИГМИ, 1959, вып.11, с.130–144.
2. Батырева О. В., Лукьянова Л. Е. Крупные аномалии температуры осадков на территории ЕТС, Западной Сибири и Казахстана. — Метеорология и гидрология, 1982, № 3, с.30–38.
3. Гирская Э. И., Сазонов Б. И., Яковлева Н. И. Макроциркуляционный индекс засушливости и урожайность яровой пшеницы. — Труды ГГО, 1979, вып.428, с.129–136.
4. Гирская Э. И., Сазонов Б. И., Кропп Е. И. Показатели метеорологических засух. — Труды ГГО, 1979, вып.403, с.14–21.
5. Дроздов О. А. Засухи и динамика увлажнения — Л.: Гидрометеиздат, 1980. — 96 с.
6. Леднева К. В., Мещерская А. В. Многолетние ряды месячных сумм осадков, осредненных по площади, для основных сельскохозяйственных районов СССР (ежегодные данные). — Л.: Гидрометеиздат, 1977. — 158 с.
7. Месячные суммы осадков в процентах от нормы (справочное пособие) / Под ред. А. И. Неушкина. Часть 2. — Л.: Гидрометеиздат, 1977. — 68 с.
8. 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.76–84.
9. Мещерская А. В., Блажевич В. Г., Каталоги площадей аномалий осадков. — Труды ГГО, 1978, вып. 400, с. 99–112.
10. Мещерская А. В., Блажевич В. Г. Каталоги площадей комплекса садки—температура для основных сельскохозяйственных районов юга ЕТС, Северного Казахстана и Западной Сибири. — Труды ГГО, 1978, вып.400, с.113–133.
11. Мещерская А. В. О показателе засух и урожайности зерновых культур. Метеорология и гидрология, 1988, № 2, с.91–98.
12. Сазонов Б. И., Сердюк В. Н., Канаева А. Д., Кропп Е. И., Долнакова Н. Б., Лянова Т. Н. Каталоги индексов экстремальности летних сезонов по основным экономическим районам Северного полушария. — Труды ГГО, 1986, вып.503, с.24–29.

13. С а з о н о в Б. И. и др. Каталоги индексов экстремальности зимних сезонов по основным экономическим районам северного полушария /Б. И. Сазонов, В. Н. Сердюк, Е. И. Кропп, В. И. Сергеева. — Труды ГГО, 1986, вып.503, с.11–23.
14. П а с е ц к и й В. И., Сердюк В. И., Ш е р е м е т о в а Л. М. Некоторые данные об ущербе от экстремальных явлений погоды в XIX и XX вв. — Труды ГГО, 1987, вып.513, с.17–26.
15. П о к р о в с к а я Т. В. Синоптико-климатологические и гелиогеофизические долгосрочные прогнозы погоды — Л.: Гидрометеоздат, 1969. — 269 с.
16. Р а у н е р Ю. Л. Климат и урожайность зерновых культур. — М.: Наука, 1981. — 163 с.
17. Р о ч е в а Э. В., Л о г и н о в В. Ф. О влиянии океана на формирование засух. — Труды ГГО, 1979, вып.403, с.58–73.

ОЦЕНКИ ИНЕРЦИОННЫХ И КЛИМАТИЧЕСКИХ ПРОГНОЗОВ ТЕМПЕРАТУРЫ И ОСАДКОВ В ОСНОВНЫХ ЗЕРНОПРОИЗВОДЯЩИХ РАЙОНАХ СССР

Известно, что ряды гидрометеорологических параметров обладают свойством инерционности. В работах 50-х–60-х годов /2, 7, 10/ и в более поздних работах /1, 3–6, 8, 10, 14–17/ выполнялись оценки инерционности таких гидрометеорологических параметров, как температура /2, 3, 5, 7, 11, 15–17/, осадки /4/, влагозапасы почвы /8/, H_{500} /11/.

Инерционность гидрометеорологических параметров интересна прежде всего с точки зрения прогнозов, причем в ряде методов инерционность учитывается в качестве дополнительных прогностических указаний. Обычно с этой целью используются инерционные прогнозы температуры с нулевой заблаговременностью. В 1987 г. были опубликованы две интересные работы с оценками инерционных прогнозов температуры по северному полушарию /5/ и территории СССР /10/.

В данной статье приведены оценки инерционных прогнозов температуры и осадков с нулевой, месячной и двухмесячной заблаговременностью, а также оценки климатических прогнозов температуры и осадков. Оценки рассчитаны для 70-ти областей за 5 лет (1981–1985 гг.) и осреднены по 35 областям Европейской (ЕЧС) и Азиатской (АЧС) территории СССР (табл. 1 и 2), а также в целом по этой территории в пределах основной зернопроизводящей зоны.

В качестве инерционных прогнозов на n -й год с нулевой, месячной и двухмесячной заблаговременностью принимались фактические поля метеорологических величин соответственно за $n-1$, $n-2$ и $n-3$ месяца. Под климатическими прогнозами имелись ввиду средние многолетние значения температуры и осадков за 1891–1980 гг.

Оценки выполнены в соответствии с Наставлением /9/, согласно которому прогнозы средней месячной температуры оцениваются с помощью показателя P_t — процента оправдавшихся прогнозов при разбиении прогностических и фактических полей аномалий температуры на три градации, причем к норме относятся аномалии температуры в пределах ± 1 °С. Прогнозы месячных сумм осадков также оцениваются с помощью показателя P_Q по трем градациям, за границы которых принимаются значения 80 % и 120 % нормы.

Для оценок по трем градациям использованы следующие матрицы весов:

Таблица 1

Средние за 1981 — 1985 гг. оценки Р, &, & климатических (а),
а также инерционных прогнозов осадков с нулевой (б),
месячной (в) и двухмесячной (г) заблаговременностью

Оценка	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Р	а	70	64	64	65	69	74	66	63	68	66	65
	б	67	71	74	61	62	49	67	57	64	63	74
	в	60	60	67	59	67	46	57	62	70	63	70
	г	65	64	67	67	69	42	52	63	67	64	59
	а	35,3	47,8	44,4	41,0	37,0	38,8	30,2	37,1	49,0	39,4	41,2
	б	59,1	64,4	52,1	53,3	47,0	61,5	40,3	61,8	70,1	64,0	45,3
	в	67,0	92,0	65,2	58,8	45,6	66,4	50,1	64,8	90,4	52,5	65,2
	г	69,2	95,5	78,5	52,8	46,3	80,8	58,6	51,5	81,6	89,6	66,6
	а	0,86	1,08	1,03	0,95	0,90	1,06	0,84	0,90	1,09	0,86	0,95
	б	1,36	1,64	1,24	1,26	1,22	1,70	1,14	1,47	1,57	1,39	1,17
	в	1,60	2,27	1,53	1,38	1,22	1,85	1,41	1,51	1,89	1,19	1,63
	г	1,80	2,20	1,81	1,30	1,28	1,15	1,55	1,23	1,71	1,85	1,57
Р	а	62	64	66	69	66	70	64	64	67	64	70
	б	59	71	63	61	62	69	65	62	56	58	75
	в	61	57	62	55	56	66	63	67	66	70	64
	г	65	60	65	52	52	65	62	61	63	70	63
	а	46,1	55,5	43,5	44,8	40,8	40,0	32,4	45,9	42,8	49,1	36,3
	б	65,6	74,4	61,7	51,4	49,3	47,4	48,2	64,8	76,4	70,7	56,3
	в	103,8	98,7	62,6	67,8	61,7	50,8	47,1	52,6	78,3	61,9	62,0
	г	128,1	147,1	52,3	68,9	67,8	49,0	53,6	62,0	67,9	82,2	80,7
	а	0,95	1,06	0,84	0,96	0,92	0,97	0,78	1,01	0,96	1,18	0,92
	б	1,39	1,41	1,23	1,24	1,14	1,22	1,15	1,26	1,62	1,45	1,49
	в	2,17	1,81	1,23	1,39	1,46	1,32	1,20	1,17	1,76	1,47	1,62
	г	2,82	2,58	1,30	1,47	1,66	1,56	1,35	1,38	1,55	2,00	2,00

ЕЦС

АЦС

Средние за 1981 – 1985 гг. оценки Р, &, δ климатических (а), а также инерционных и ретрозов температуры с нулевой (б), месячной (в) и двухмесячной (г) заблаговременностью

Оценка	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII		
Р	а	37	46	51	47	51	58	66	64	55	61	42		
	б	78	61	58	48	65	76	55	50	58	49	63		
	в	52	65	61	45	53	35	45	53	57	53	62		
	г	46	54	71	59	48	47	40	55	47	58	62		
	&	а	3,7	2,3	1,6	1,8	1,7	1,3	1,2	1,0	1,4	1,2	2,8	
		б	2,4	3,3	3,0	2,4	1,8	2,8	1,1	1,8	1,4	2,0	2,2	
		в	3,3	3,3	3,6	3,5	2,2	3,1	2,4	2,0	1,7	1,4	2,3	
		г	2,7	3,0	2,5	3,1	3,7	2,5	2,7	2,1	1,9	1,6	2,8	
		δ	а	1,1	1,0	0,7	0,9	1,0	1,0	0,9	0,8	0,9	0,7	1,4
			б	0,8	1,0	1,3	1,3	1,1	1,7	1,4	1,4	0,9	1,1	1,3
			в	1,0	1,1	1,5	1,9	1,3	1,9	1,8	1,4	1,1	0,9	0,7
			г	1,2	1,0	1,1	1,7	2,2	1,5	1,9	1,5	1,3	0,9	0,8
Р			а	35	40	39	41	50	59	72	65	54	44	29
			б	73	60	53	39	48	59	54	64	61	47	76
			в	65	64	64	53	41	55	49	68	52	60	49
			г	63	54	74	59	46	59	49	51	56	70	51
	&		а	3,6	3,3	2,6	2,6	1,7	1,4	1,1	1,0	1,5	2,6	4,9
			б	3,6	2,7	3,5	3,9	3,0	1,9	1,7	1,7	1,4	1,9	2,9
			в	3,6	4,2	3,1	3,1	3,4	2,7	2,1	1,5	1,8	1,5	2,7
			г	3,1	3,7	4,0	3,5	3,8	2,4	3,0	2,4	1,8	1,2	2,7
		δ	а	1,0	1,0	0,9	1,1	0,9	1,0	0,9	0,7	0,8	0,9	1,2
			б	1,0	0,9	1,3	1,6	1,7	1,3	1,2	1,0	1,0	0,8	0,9
			в	1,1	1,3	1,1	1,4	2,0	1,8	1,6	1,2	1,0	0,8	1,2
			г	0,9	1,2	1,4	1,5	2,1	1,7	1,9	1,9	1,3	0,7	0,9

	для температуры				для осадков		
	Выше нормы	Норма	Ниже нормы		Выше нормы	Норма	Ниже нормы
Выше нормы	1	0,50	0	Выше нормы	1	0,5	0
Норма	0,25	1	0,25	Норма	0,5	1	0,5
Ниже нормы	0	0,50	1	Ниже нормы	0	0,5	1

Уровень случайного прогноза при использовании первой матрицы (температуры) составляет 50 %. Поэтому прогнозы температуры, для которых $P_t > 50\%$ считаются оправдавшимися. Уровень случайного прогноза при использовании второй матрицы (осадки) близок к 56 %. Согласно [9] прогнозы осадков считаются оправдавшимися при $P_Q \geq 57\%$.

На рис. 1 приведены оценки инерционных и климатических прогнозов осадков и температуры по показателям P_Q и P_t .

О с а д к и. Почти во все месяцы оценки инерционных и климатических прогнозов осадков превышают уровень случайного прогноза. Заметен годовой ход успешности инерционных прогнозов осадков с наибольшими значениями в месяцы холодного периода. Инерционные прогнозы осадков нулевой заблаговременности превышают уровень случайного прогноза на 7–16 % в зимние месяцы и на 9 % — в месяцы теплого периода. Инерционные прогнозы осадков с нулевой заблаговременностью во все месяцы, кроме сентября и октября, имеют более высокие оценки по P_Q в сравнении с инерционными прогнозами осадков месячной и двухмесячной заблаговременности.

Климатические прогнозы осадков превышают уровень случайного на 7–15 %. Годовой ход уровня успешности климатических прогнозов осадков выражен слабо. В месяцы теплого периода (апрель — октябрь) климатические прогнозы осадков успешнее инерционных с нулевой заблаговременности.

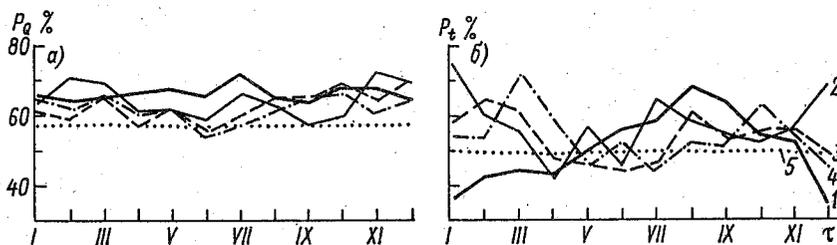


Рис. 1. Годовой ход оценок оправдываемости климатических (1), а также инерционных прогнозов осадков (а) и температуры (б) с нулевой (2), месячной (3) и двухмесячной (4) заблаговременностью; (5) — уровень случайного прогноза

ременностью, в месяцы холодного периода лучше „работают” инерционные прогнозы осадков с нулевой заблаговременностью.

Температура. Оценки P_t инерционных прогнозов температуры нулевой заблаговременностью во все месяцы, кроме апреля и июня, выше уровня случайного прогноза. Для инерционных прогнозов температуры месячной заблаговременности превышение над уровнем случайного прогноза составляет 8, 15, 12, 11, 4, 6 и 6 % соответственно в январе, феврале, марте, августе, сентябре, октябре и ноябре. Это может быть учтено при составлении оперативных прогнозов температуры с месячной заблаговременностью.

Противоположный годовой ход успешности, по сравнению с инерционными прогнозами, имеют климатические прогнозы температуры. В зимний период (декабрь – апрель) успешность климатических прогнозов температуры ниже уровня случайного прогноза, а с июня по ноябрь $P_t > 50\%$. Наибольшие значения P_t приходятся на август (68 %) и сентябрь (65 %).

Дополнительно к P_Q и P_t рассчитывались средние абсолютные ($\&$) и средние относительные (δ) ошибки прогнозов

$$|\&| = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i); \quad (1)$$

$$\delta^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sigma_i^2}, \quad (2)$$

где Y_i – вектор прогностических значений предиктанта; \hat{Y}_i – вектор фактических значений предиктанта; σ_i^2 – средняя многолетняя дисперсия предиктанта, которая рассчитывалась по фактическим данным за 1891–1972 гг. (i -й области или станции соответственно для осадков и температуры).

На основании приведенных на рис. 2 абсолютных ошибок инерционных и климатических прогнозов осадков и температуры можно отметить следующее. Наименьшими абсолютными ошибками прогнозов осадков (рис. 2 а) обладают климатические прогнозы, для которых $\& \approx 40\%$. Абсолютные ошибки инерционных прогнозов осадков с нулевой заблаговременностью больше климатических прогнозов осадков на 8–24 % в зависимости от месяца). Еще выше $\&$ инерционных прогнозов осадков с месячной и двухмесячной заблаговременностью. Выявляется годовой ход $\&$, особенно четко выраженный для инерционных прогнозов осадков. Наибольшие значения $\&$ приходятся на зиму и осень, наименьшие – на период с марта по август. Абсолютные ошибки инерционных прогнозов осадков с месячной и двухмесячной заблаговременностью столь велики, что их использование теряет смысл.

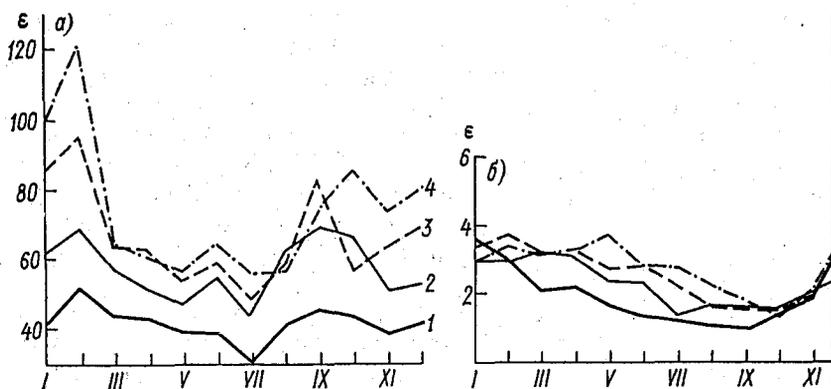


Рис. 2. Годовой ход абсолютных ошибок климатических (1), а также инерционных прогнозов осадков (а) и температуры (б) с нулевой (2), месячной (3) двухмесячной (4) заблаговременностью.

Абсолютные ошибки климатических прогнозов температуры (рис. 2 б) составляют в декабре — феврале $3-4^{\circ}\text{C}$, а мае — октябре $1,0-1,5^{\circ}\text{C}$. Абсолютные ошибки инерционных прогнозов температуры больше климатических прогнозов во все месяцы, кроме декабря и января. В холодную часть года $\varepsilon = 2-3^{\circ}\text{C}$, а в теплую — $1-2^{\circ}\text{C}$ для инерционных прогнозов температуры с нулевой заблаговременностью. Абсолютные ошибки инерционных прогнозов температуры с месячной и двухмесячной заблаговременностью выше, чем с нулевой, особенно летом.

Рассмотрим теперь относительные ошибки прогнозов (рис. 3). Относительные ошибки климатических прогнозов как осадков, так и температуры близки к 1, но, как правило, $\delta \neq 1$ вследствие того, что числитель формулы (2) рассчитан за 5 лет, а знаменатель — за 82 года.

Значения δ инерционных прогнозов осадков выше, чем климатических прогнозов осадков и растут с увеличением заблаговременности. Годовой ход δ инерционных прогнозов осадков с нулевой заблаговременностью выражен слабо. Относительные ошибки инерционных прогнозов осадков с месячной и двухмесячной заблаговременностью существенно выше зимой. В целом годовой ход δ инерционных прогнозов осадков повторяет годовой ход ε , так как средние значения средних квадратических отклонений (σ) месячных сумм осадков (в среднем по 70 административным областям основной сельскохозяйственной зоны СССР) имеют годовой ход, близкий к годовому ходу ε (табл. 3).

Относительные ошибки инерционных (см. рис. 3) прогнозов температуры всех трех заблаговременностей в месяцы холодного периода (XII) близки к 1 и достигают наибольших значений летом. Этот вывод в целом согласуется с выводом Г. В. Грузы, Э. Я. Раньковой и Л. К. Кл

Таблица 3

Годовой ход осредненных по 70 областям средних квадратических отклонений осадков (а) и температуры (б)

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
а	13,3	12,1	12,4	14,8	19,8	24,4	27,6	25,3	20,8	19,8	17,2	15,4
б	3,8	3,7	3,0	2,5	2,1	1,8	1,7	1,6	1,7	2,2	2,8	3,4

щенко /5/, сделанным по материалам оценок инерционных прогнозов температуры для северного полушария. Согласно нашим расчетам для инерционных прогнозов температуры нулевой заблаговременности, на ЕЧС и АЧС летом δ равны 1,2–1,5. При месячной и двухмесячной заблаговременности инерционных прогнозов температуры в это же время года характерные значения δ равны 1,6–1,9. Годовой ход δ инерционных прогнозов температуры определяется годовым ходом σ температуры (см. табл. 3). Поскольку в летние месяцы изменчивость температуры мала, то годовой ход δ по сравнению с годовым ходом σ должен иметь и имеет максимум летом, что следует из сопоставления формул (1) и (2).

Есть возможность сравнить оценки инерционных прогнозов температуры с нулевой заблаговременностью по δ с оценками оперативных прогнозов температуры, составляемых в Гидрометцентре СССР синоптико-статистическим методом, предложенным Х. Х. Рафайловой, с той же заблаговременностью. Согласно /13/ методические прогнозы средней месячной температуры за месяцы теплого периода (июнь – сентябрь) за 1980–1982 гг. имеют следующие оценки: $\rho = 0,42$; $Q = 1,09$ (ЕЧС); $\rho = 0,28$; $Q = 1,25$ (Казахстан). Заметим, что в данном случае $Q = \delta$. По

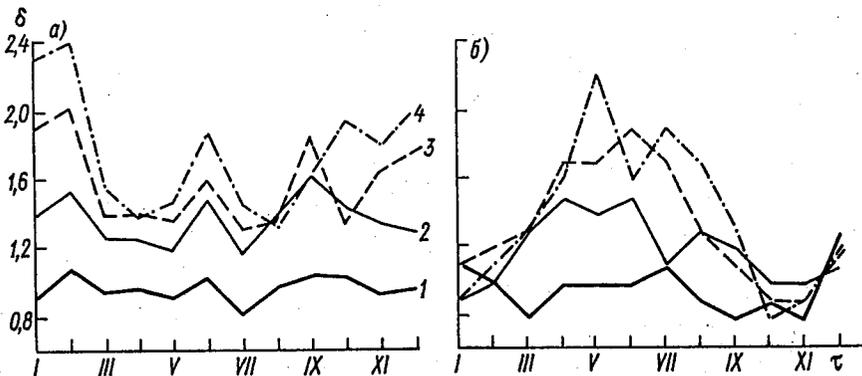


Рис. 3. Годовой ход относительных ошибок климатических (1), а также инерционных прогнозов осадков (а) и температуры (б) с нулевой (2), месячной (3) и двухмесячной (4) заблаговременностью.

нашим расчетам (см. табл. 2) для инерционных прогнозов температуры с нулевой заблаговременностью за июнь – сентябрь 1981–1985 гг. $\delta = 1,35$ (ЕЧС) и $\delta = 1,18$ (АЧС). Сопоставление оценок прогнозов по δ показывает, что за месяцы теплого периода года методические прогнозы температуры /13/ лучше инерционных для ЕЧС и находятся примерно на одном уровне успешности с инерционными прогнозами температуры для АЧС. Необходимо, однако, иметь ввиду, что методические прогнозы температуры рассчитаны за 3 года, а инерционные – за 5 лет.

Методические прогнозы температуры с нулевой заблаговременностью /12/ за декабрь – февраль 1976–1977 гг. для территории СССР имели оценку по $Q = 0,89$, а оперативные прогнозы на зиму 1978–1979 гг. по территории ЕЧС и Западной Сибири имели среднюю для 4-х прогнозов оценку по $Q = 0,55$. Согласно приведенным в данной статье результатам, в целом по ЕЧС и АЧС для инерционных прогнозов температуры с нулевой заблаговременностью за декабрь – февраль 1981–1985 гг. $\delta = 0,98$. Таким образом, и в зимние месяцы методические прогнозы Х. Х. Рафаиловой более успешны, чем инерционные прогнозы с той же нулевой заблаговременностью. Тем не менее, инерционные прогнозы температуры несут полезную информацию и могут использоваться в качестве дополнительных прогностических указаний. При отсутствии методических прогнозов температуры возможен комбинированный учет инерционных и климатических прогнозов. Однако в этом случае практические рекомендации различаются в зависимости от того, какую из трех оценок (P , ξ , или δ) принять за основную.

Если в качестве основной принять оценку по P , то зимой следует учитывать инерционные прогнозы температуры, а летом климатические. Если в качестве основной оценки принять ξ или δ , то почти всегда целесообразно ориентироваться на климатическую норму, исключение составляют декабрь и январь, когда ошибки инерционных прогнозов температуры с нулевой заблаговременностью меньше, чем климатических прогнозов.

Инерционные прогнозы с месячной и двухмесячной заблаговременностью можно использовать лишь при составлении прогнозов средней месячной температуры только осенью и зимой (октябрь – март).

Дополнительные возможности повышения успешности инерционных прогнозов температуры, как показано в /10/ связаны с разбиением исходных полей на градации и расчетом инерционных прогнозов температуры в зависимости от значений аномалий исходного поля.

В заключение отметим, что помимо принятого в данной статье понятия инерционных прогнозов последние могут рассчитываться по одномерным уравнениям регрессии, в которых предиктантами служат фактические поля метеорологических величин за предшествующие месяцы. Предварительные оценки показали, что при таком способе учета инерции оценки по P_t и P_Q меняются мало, однако абсолютные ошибки инерционных прогнозов удается существенно уменьшить.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Вильфанд Р. М. К прогнозу засух на Европейской территории СССР и на юге Западной Сибири. — Труды Гидрометцентра СССР, 1983, вып. 257, с. 39–42.
2. Вительс Л. А., Ромашкина С. Б. Инерционные связи зимних и весенних аномалий температуры воздуха на Европейской территории СССР. — Труды ГГО, 1963, вып. 148, с. 38–58.
3. Горбачева Н. А., Груза Г. В., Харманская Г. С. Статистический анализ чередования типов полей аномалий средней месячной температуры. — Труды ВНИИГМИ — МЦД, 1977, вып. 53, с. 13–21.
4. Гройсман П. Я. Оценки автокорреляционных матриц рядов осадков, рассматриваемых как периодически-коррелированные случайные процессы. — Труды ГГИ, 1977, вып. 247, с. 119–127.
5. Груза Г. В., Рацькова Э. Я., Клещенко Л. К. Инерционность и возможность экстраполяции временных рядов температуры воздуха над северным полушарием. — В кн.: Труды 5 Всесоюзного совещания „Применение статистических методов в метеорологии”. — Л.: Гидрометеиздат, 1987, с. 107–111.
6. Козельцева В. Ф., Педь Д. А. Вероятность атмосферных засух на Европейской территории СССР, в Западной Сибири и Северном Казахстане. — Труды Гидрометцентра СССР, 1983, вып. 250, с. 3–15.
7. Мамонтова Л. И. Инерция аномалий средних месячных температур воздуха над территорией СССР. — Метеорология и гидрология, 1949, № 2, с. 32–46.
8. 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.: Гидрометеиздат, 1982. — 243 с.
9. Наставление по службе прогнозов, раздел 2, часть 6. — М.: Гидрометеиздат, 1982, 24 с.
10. Павловская Л. А. Применение метеорологической инерции при составлении прогноза аномалий средней месячной температуры воздуха с нулевой заблаговременностью. — Труды Гидрометцентра СССР, 1987, вып. 287, с. 78–84.
11. Рафаилова Х. Х. Изучение преемственности полей аномалий $H_{5,0}$ с помощью цепей Маркова для прогноза средней месячной температуры воздуха. — Труды ЦИП, 1962, вып. 115, с. 107–115.
12. Рафаилова Х. Х., Михеев Н. П. О методике прогноза средней месячной температуры воздуха по территории СССР с нулевой заблаговременностью. — Труды Гидрометцентра СССР, 1981, вып. 237, с. 123–136.
13. Рафаилова Х. Х., Карнович И. А. Усовершенствованный метод прогноза аномалии средней месячной температуры воздуха с нулевой заблаговременностью на теплые месяцы года. — Труды Гидрометцентра СССР, 1986, вып. 272, с. 38–64.
14. Barnett T. P., Hasselmann K. Techniques of linear prediction with application to oceanic and atmospheric fields in the tropical Pacific. — Rev. Geophys. Space Phys., 1978, vol. 35, p. 1771–1787.
15. Gordon A. H., Wells N. C. Changes in temperature from month to month for Central England for a quintile distribution. — J. Appl. Meteorol., 1976, vol. 15, p. 928–932.
16. Loon V. H., Jenne R. L. Estimates of seasonal mean temperature using persistence between seasons. — Mon. Wea. Rev., 1975, vol. 103, p. 1121–1128.
17. Namias J. Persistence of U. S. seasonal temperatures up to one year. — Mon. Wea. Rev., 1978, vol. 106, p. 1557–1567.

К РАЗВИТИЮ ТЕОРИИ ХОЗЯЙСТВЕННОГО ИСПОЛЬЗОВАНИЯ АЛЬТЕРНАТИВНЫХ ПРОГНОЗОВ

Начиная с исследований М. А. Омшанского /10, 11/, проблема оптимального использования и оценки экономической эффективности альтернативных метеорологических прогнозов обсуждалась многими авторами и можно было бы предположить, что на сегодняшний день здесь уже нет вопросов. На самом деле это не так. Как показывает более детальный анализ, разработанная теория применима далеко не во всех случаях и нуждается в существенных дополнениях. Напомним, как ставилась задача во всех исследованиях до сих пор /1, 3, 4, 6, 7, 9, 13 и др./.

Т р а д и ц и о н н ы й п о д х о д. Общепринятая методика оценки хозяйственной полезности альтернативного, т.е. имеющего две взаимоисключающие формулировки, метеорологического прогноза базируется на совместном анализе матрицы сопряженности $\|p_{ij}, j\|_{i, j = 1, 2}$, элементы которой $p_{ij} = P(F_i, \Pi_j)$ суть совместные вероятности различных сочетаний прогнозирувавшихся (Π) и фактических (F) состояний погоды, и матрицы полезностей $\|u_{ij}\|_{i, j = 1, 2}$, показывающей, к каким экономическим последствиям (выиграшам или потерям) $u_{ij} = u(F_i, d_j)$ ведет то или иное хозяйственное решение d_j при осуществлении погодных условий F_i . Указанные матрицы считаются заданными и записываются в виде табл. 1 и 2.

Величины p_1 и p_2 при этом имеют смысл климатических повторяемостей состояний погоды F_1 и F_2 , а p_1^* и p_2^* — повторяемости соответствующих прогностических текстов. Для определенности u_{ij} в дальнейшем — потери.

В соответствии с байесовским подходом эффективность того или иного варианта (стратегии /5/) принятия решений на фоне меняющихся погодных условий оценивается по величине средних в статистическом смысле потерь U_s , определяемых в общем виде как

$$U_s = \sum_{i, j=1, 2} u_{ij} g_{ij}^{(s)}, \quad (1)$$

где $g_{ij}^{(s)}$ — совместная вероятность реализации событий $F = F_i$ и $d = d_j$ при выбранной стратегии S .

В рассматриваемой альтернативной ситуации обычно сопоставляются три стратегии /2, 4/: S_1 — постоянное, вне зависимости от прогноза принятие хозяйственного решения d_1 ; S_2 — постоянное принятие решения d_2 и S_{Π} — дифференцированное планирование в соответствии с прогнозом. Оптимальной считается стратегия $S_{\text{опт}}$, для которой средние потери U_s минимальны.

Таблица 1

Матрица сопряженности,
характеризующая систему
„прогноз – факт”
в альтернативной ситуации

F	П		Σ
	П ₁	П ₂	
F ₁	p ₁₁	p ₁₂	p ₁
F ₂	p ₂₁	p ₂₂	p ₂
Σ	p ₁ [*]	p ₂ [*]	1

Таблица 2

Матрица полезностей
для потребителя,
располагающего двумя
хозяйственными решениями:

F	d	
	d ₁	d ₂
F ₁	u ₁₁	u ₁₂
F ₂	u ₂₁	u ₂₂

Как показано в работах /2, 4, 9 и др./, выбор S_{опт} осуществляется согласно правилу:

$$S_{\text{опт}} = \begin{cases} S_1, & \text{если } \beta < \kappa_2, \\ S_{\text{II}}, & \text{если } \beta \in [\kappa_2, \kappa_1], \\ S_2, & \text{если } \beta > \kappa_1, \end{cases} \quad (2)$$

где $\beta = (u_{22} - u_{21}) / (u_{11} - u_{12})$ – безразмерный показатель, характеризующий экономисту конкретного потребителя, а величины κ_1 и κ_2 соответственно равны p_{11}/p_{21} и p_{12}/p_{22} .

Из (2) видно, что альтернативный прогноз оказывается экономически полезным при выполнении двухстороннего неравенства вида

$$\kappa_2 < \beta < \kappa_1. \quad (3)$$

Частным случаем рассматриваемой задачи является оценка эффективности прогнозов опасных метеорологических явлений (ОЯ). Обычно при

этом используется альтернативная модель „затраты – ущерб”, для которой характерна следующая матрица потерь (табл. 3) [2, 14, 15, 16/.

Таблица 3

Матрица потерь для модели „затраты – ущерб”

F	d	
	d ₁	d ₂
F ₁	C	L
F ₂	C	O

Примечание. F₁ и F₂ – варианты погоды, которые отвечают соответственно наличию и отсутствию ОЯ; d₁, d₂ – хозяйственные решения „защитить” и „не защищать”, C – затраты на защитные мероприятия; L – ущерб, наносимый потребителю непредупрежденным ОЯ.

Легко убедиться, что в данном случае $\beta = \frac{C/L}{1 - C/L}$ и условие экономической полезности прогноза (3) приобретает вид

$$p_{1|2} < C/L < p_{1|1}, \quad (4)$$

где $p_{1|1} = p_{11}/p_1^*$ – вероятность правильного предсказания ОЯ; $p_{1|2} = p_{12}/p_2^*$ – вероятность ошибки типа „пропуск ОЯ”.

При $C/L < p_{1|2}$ следует постоянно, независимо от прогноза проводить защитные мероприятия (стратегия S₁), а при $C/L > p_{1|1}$ – примириться с возможным ущербом от неблагоприятной погоды (стратегия S₂). Указанные закономерности иллюстрирует рис. 1, на котором показано соотношение между средними потерями U₁, U₂ и U_п при различных значениях C/L. При этом по оси ординат отложены нормированные величины E = U/L, определяемые зависимостями

$$\left. \begin{aligned} E_1 &= C/L, E_2 = p_1, \\ E_{п} &= p_1^* C/L + p_{12}. \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

Прямая

$$E_{п, и} = p_1 \frac{C}{L} \quad (6)$$

характеризует гипотетический идеальный прогноз, который обладает 100 %-й оправдываемостью.

Понятие технологического цикла. Описанный традиционный подход к оценке эффективности прогнозов характеризуется од-

ной принципиальной особенностью, которая до сих пор никак не оговаривалась.

Введем в рассмотрение понятие **технологического цикла**, подразумевая под ним последовательность хозяйственных решений, совокупность которых составляет завершенную производственную задачу. Существующая методика анализа эффективности прогнозов по существу предполагает, что технологический цикл сводится к принятию **одного единственного решения** и соответственно к **однократному** (в течение цикла) использованию прогноза. Иными словами, процесс управления чувствительным к погоде объектом считается **одношаговым** (рис. 2 а).

Можно, однако, привести много примеров, когда технологический цикл включает в себя несколько однотипных и последовательно реализуемых процедур хозяйственного выбора с использованием прогноза на каждом шаге (рис. 2 б). Эффективность прогностической информации при этом, естественно, должна оцениваться по отношению к конечному результату, т.е. в целом для всей задачи. Например, если исследуется полезность ежедневного прогноза заморозков, то важно установить, какой выигрыш дает (и дает ли вообще) его использование на протяжении всего морозоопасного периода.

На первый взгляд может показаться, что для ответа на этот вопрос достаточно разделить весь технологический цикл на элементарные этапы и на каждом из них использовать традиционную методику оценки. В действительность задача оказывается сложнее, поскольку отдельные этапы технологического цикла, как правило, не могут рассматриваться безотносительно друг к другу и их экономическая оценка имеет смысл лишь в совокупности. Отсюда и вытекает необходимость развития нового взгляда на требования к используемой прогностической информации.

Эффективность альтернативного прогноза, и используемого в N -шаговом технологическом цикле. Интересующая нас задача рассматривается дальше в отношении прогноза ОЯ в предположении, что однократное проведение защитных мероприятий связано с затратами C , а ущерб от непредвиденного ОЯ равен L , причем $C < L$. В качестве важного исходного условия принимается также, что сколько бы раз за технологический цикл ОЯ не происходило, ущерб от него возникает только однажды, причем он вызывается первым неспрогнозированным ОЯ. Это условие эквивалентно предположению, что пропуск ОЯ полностью нарушает дальнейшее функционирование чувствительного к погоде объекта и последующие события (F, Π) уже никакого значения не имеют.

Нетрудно понять, что для такой модели нормированные средние потери $E = U/L$, отвечающие постоянному проведению защитных мероприятий, будут равны

$$E_1^{(N)} = N \frac{C}{L}, \quad (7)$$

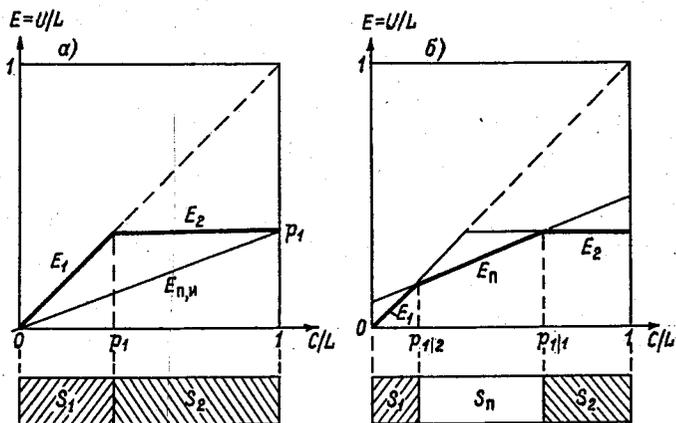


Рис. 1. Эффективность различных стратегий планирования защитных мероприятий, оцениваемая по традиционной методике:

a – при отсутствии; *б* – при наличии прогноза ОЯ.

Жирной линией выделены средние потери, отвечающие оптимальной хозяйственной стратегии.

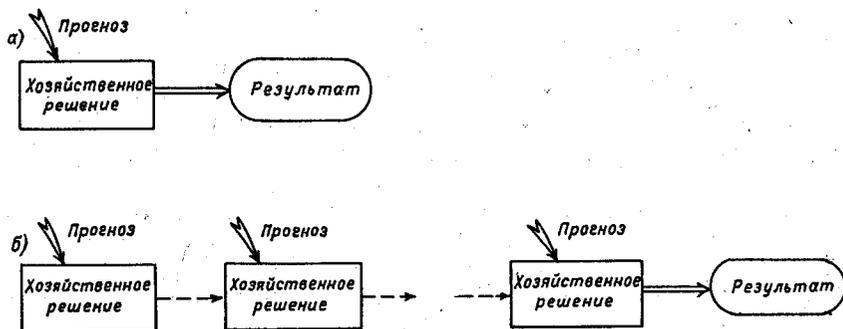


Рис. 2. Использование прогноза:

a – в одношаговом; *б* – многошаговом технологических циклах.

то время как при полном отказе от мер защиты они составят

$$E_2^{(N)} = p_1^{(N)}, \quad (8)$$

де $p_1^{(N)}$ – вероятность того, что за технологический цикл ОЯ происходит хотя бы один раз.

Очевидно, что для гипотетической ситуации, когда планирование защитных мероприятий осуществляется по идеальному прогнозу, средние поте и могут быть вычислены по формуле

$$E_{п, и}^{(N)} = \bar{n}^{(N)} \frac{C}{L}, \quad (9)$$

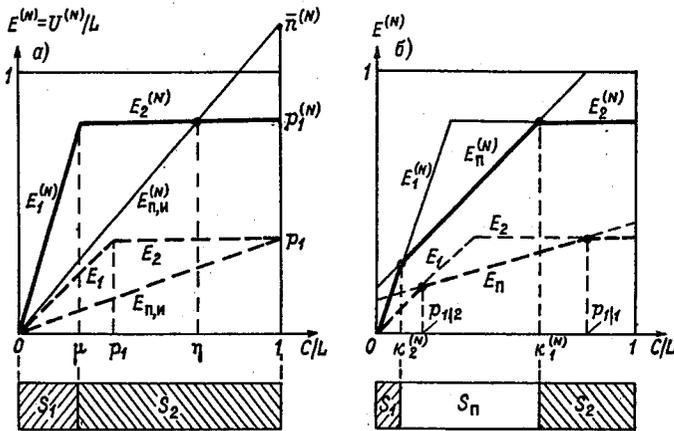
де $\bar{n}^{(N)}$ – среднее число ОЯ за N шагов.

В приведенных соотношениях и дальше индекс (N) означает, что данная величина характеризует N -шаговой технологический цикл.

На рис. 3 а показано, как меняется соотношение между величинами (N) , $E_2^{(N)}$ и $E_{п, и}^{(N)}$ в зависимости от значения C/L . В частности, границей аздела зон предпочтительности недифференцированных стратегий S_1 и S_2 по C/L является точка

$$\mu = p_1^{(N)}/N, \quad (10)$$

оторая в общем случае не совпадает с соответствующей границей $C/L = p_1$ ля одношаговой модели.



ис. 3. Эффективность различных стратегий планирования защитных мероприятий, ценяваемая с учетом многоступенчатости технологического цикла:

а – при отсутствии, б – при наличии прогноза ОЯ.

Жирные линии – то же, что на рис. 1.

Приведенные графики иллюстрируют и исключают для одношагового технологического цикла ситуацию, когда доверие идеальному прогнозу оказывается менее выгодным, чем полный отказ от защиты. Это имеет место в области, где отношение C/L превосходит критический уровень

$$\eta = p_1^{(N)} / \bar{p}^{(N)}. \quad (1)$$

С физической точки зрения такая возможность вполне объяснима связана с тем, что если в рассматриваемом технологическом цикле C повторяется достаточно часто, то так же часто будут проводиться и ориентированные на идеальный прогноз защитные мероприятия, в результате суммарные затраты на защиту могут превзойти L . Условие $C/L >$ означает, что это превышение имеет место не только в единичных случаях (в единичных случаях оно возможно при любых $p_1^{(N)}$ и $\bar{p}^{(N)}$), но и в среднем, по множеству реализаций технологического цикла.

Обратимся теперь к более сложной части задачи и попытаемся найти условия целесообразности использования прогноза, не обладающего 100%-оправдываемостью. Стратегия доверия такому прогнозу будет состоять в том, что на каждом шаге, начиная с первого, в зависимости от текста прогноза принимается либо решение d_1 („защитить“), либо d_2 („не защищать“) и в соответствии с оговоренным выше условием однократного ущерба это продолжается до первого пропуска ОЯ. Таким образом, в конкретном технологическом цикле прогноз используется от 1 до N раз.

Для того чтобы определить, какие средние потери $E_{\Pi}^{(N)}$ отвечают под той стратегии, необходимо сделать некоторые предположения относительно характера статистических связей в цепочке парных событий

$$\{F(1), \Pi(1)\}, \{F(2), \Pi(2)\}, \dots, \{F(k), \Pi(k)\}, \dots, \{F(N), \Pi(N)\}. \quad (1)$$

Простейшая модель отвечает их независимости. В этом случае вероятность того или иного конкретного события (F_i, Π_j) на k -м шаге технологического цикла при известных событиях (F, Π) на $(k-1)$ -м предшествующих шагах совпадает с соответствующей безусловной вероятностью $p_{ij}(k)$ из матрицы сопряженности $\|p_{ij}(k)\|$, $i, j = 1, 2$, характеризующей систему „прогноз – факт“ на k -м шаге.

Можно показать, что в данном случае величина $E_{\Pi}^{(N)}$ будет определяться по формуле

$$E_{\Pi}^{(N)} = E_{\Pi}(1) + \sum_{n=2}^N E_{\Pi}(n) \prod_{q=1}^{n-1} [1 - p_{12}(q)], \quad (1)$$

где

$$E_{\Pi}(k) = p_1^*(k) \frac{C}{L} + p_{12}(k) \quad k = \overline{1, N}. \quad (1)$$

С целью нахождения области значений отношения C/L , внутри которой стратегия доверия прогнозу в N -шаговом технологическом цикле выгоднее недифференцированных стратегий S_1 и S_2 , следует совместно проанализировать равенства (7), (8) и (13). В частности, если предположить, что последовательность событий (12) является статистически однородной, т.е. матрица сопряженности $\|p_{ij}(\kappa)\|$, $j = 1, 2$ для всех κ одинакова, то выражение (13) можно переписать в виде

$$E_{\Pi}^{(N)} = \frac{1 - (1 - p_{12})^N}{p_{12}} E_{\Pi}, \quad (15)$$

где E_{Π} находится по третьей из формул (5).

Приравнявая эту величину последовательно к $E_1^{(N)}$ и $E_2^{(N)}$, нетрудно установить, что в данном случае использование прогноза оказывается целесообразным, когда отношение „затраты/ущерб” находится в интервале

$$\kappa_2^{(N)} < C/L < \kappa_1^{(N)}, \quad (16)$$

где

$$\kappa_1^{(N)} = \frac{p_{12}}{p_1^*} \left[\frac{p_1^{(N)}}{1 - (1 - p_{12})^N} - 1 \right], \quad (17)$$

$$\kappa_2^{(N)} = \left[\frac{N}{1 - (1 - p_{12})^N} - \frac{p_1^*}{p_{12}} \right]^{-1}. \quad (18)$$

При $C/L < \kappa_2^{(N)}$ лучшие результаты будет давать стратегия S_1 , т.е. пренебрежение последствиями ОЯ, а при $C/L > \kappa_1^{(N)}$ — стратегия S_2 , предусматривающая защиту от ОЯ на каждом шаге.

Отмеченные закономерности иллюстрируют рис. 3 б, из которого, в частности, видно, что не только границы, но и диапазон допустимого варьирования отношения C/L для задач с однократным и многошаговым использованием прогноза могут существенно различаться. Подтвердим это конкретным расчетом.

Пусть относительно некоторого альтернативного прогноза Π известно, что обеспечиваемая им вероятность правильного предсказания ОЯ составляет 80 %, а вероятность пропуска ОЯ равна 10 %, т.е. $p_{1|1} = 0,80$ и $p_{1|2} = 0,10$. Если предположить, что этот прогноз используется потребителем, осуществляющим однократный хозяйственный выбор, то согласно (4) он будет экономически выгоден при значениях C/L , лежащих в пределах между 0,1 и 0,8. Иными словами, рассматриваемому прогнозу следует доверять, если затраты на защиту составляют не менее 10 % и не более 80 % ущерба от ОЯ.

Представим себе теперь, что этот же или обладающий теми же характеристиками оправдываемости $p_{1|1}$, $p_{1|2}$ альтернативный прогноз исполь-

зуется в многошаговом технологическом цикле. Для того чтобы установить диапазон допустимого изменения отношения C/L , при котором прогнозом в данном случае выгодно пользоваться, надо согласно (17), (18) знать величины N , $p_1^{(N)}$, p_1^* и $p_{1|2}$. Для определенности примем, что число шагов N равно 5, а вероятность хотя бы однократного осуществления ОЯ на рассматриваемом 5-шаговом интервале $p_1^{(N)}$ составляет 0,9.

Относительно p_1^* известно /5/, что эта величина связана с $p_{1|1}$ и $p_{1|2}$ соотношением

$$p_1^* = \frac{p_{1|1} - p_{1|2}}{p_{1|1} - p_{1|2}}, \quad (19)$$

куда входит вероятность p_1 . При задании последней будем исходить из того, что последовательность событий $F(1)$, $F(2)$, ..., $F(N)$, как и (12), статистически независима. Тогда оказывается справедливо равенство

$$p_1 = 1 - \sqrt[N]{1 - p_1^{(N)}}, \quad (20)$$

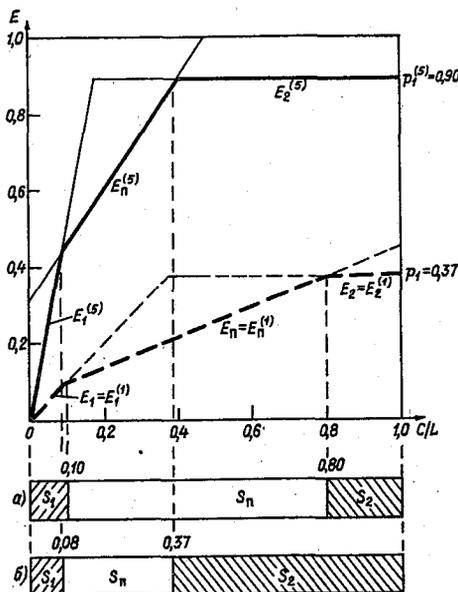


Рис. 4. Различия в характеристиках хозяйственной полезности альтернативного прогноза при его использовании:

а — в одношаговом и б — многошаговом технологических циклах (пример)

в соответствии с которым для $p_1^{(N)} = p_1^{(5)} = 0,90$ имеем:

$$p_1 = 0,369; p_1^* = 0,384; p_{12} = (1 - p_1^*) p_{1|2} = 0,062.$$

Подставив эти значения N , $p_1^{(N)}$, p_1^* и p_{12} в формулы (17) и (18), нетрудно подсчитать, что в данном случае $\kappa_1^{(N)} = \kappa_1^{(5)} = 0,370$ и $\kappa_2^{(N)} = \kappa_2^{(5)} = 0,082$. Рассматриваемому примеру соответствует рис. 4.

По сравнению с ситуацией, когда имеет место однократный хозяйственный выбор, диапазон допустимого варьирования отношения C/L здесь оказывается почти в 2,5 раза уже. Из этого в свою очередь следует, что если интересующий нас альтернативный прогноз оценивается по традиционной методике, а на самом деле он пользуется в многошаговом цикле, то можно прийти к совершенно неверным выводам. Так, например, при $C/L = 0,5$ обычная схема оценки будет „рекомендовать” потребителю ориентироваться на прогноз, в то время как на самом деле в данном случае от защиты выгоднее совсем отказаться. Игнорирование этого обстоятельства приведет к значительному росту потерь, которые будут выше L .

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Багров Н. А. Об экономической полезности прогнозов и их применении. — Журн. геофиз., 1983, т.3, вып.4, с.489—499.
2. Брагинская Л. Л., Вимберг Г. П., Жуковский Е. Е. Методические рекомендации по оптимальному использованию и оценке экономической эффективности прогнозов опасных явлений. — Л.: Изд. ГГО, 1983. — 45 с.
3. Груза Г. В., Ранькова Э. Я. Вероятностные метеорологические прогнозы. — Л.: Гидрометеиздат, 1983. — 281 с.
4. Жуковский Е. Е. Альтернативные прогнозы погоды: хозяйственная эффективность и требования к успешности. — Научн.-техн. бюлл. по агроном. физике, 1979, № 36, с.29—36.
5. Жуковский Е. Е. Метеорологическая информация и экономические решения. — Л.: Гидрометеиздат: 1981. — 304 с.
6. Карпеев Г. А. О критериях успешности альтернативных прогнозов. — Изв. АН СССР. „Физика атмосферы и океана”, т.11. № 8, с.771—785.
7. Монин А. С. Об использовании ненадежных прогнозов. — Изв. АН СССР, сер. геофиз., 1972, № 2, с.218—228.
8. Монокрович Э. И. Гидрометеорологическая информация в народном хозяйстве. — Л.: Гидрометеиздат, 1980. — 185 с.
9. Обухов А. М. К вопросу об оценке успешности альтернативных прогнозов. — Изв. АН СССР, сер. геофиз., 1955. № 4, с.72—81.
10. Омшанский М. А. Об учете точности прогнозов и их применении. — Журн. геофиз., 1933, т.3, вып.4, с.489—499.
11. Омшанский М. А. Контроль альтернативных прогнозов. — Труды ГГО. 1937, вып.14, с.49—57.
12. Хандожко Л. А. Метеорологическое обеспечение народного хозяйства. — Л.: Гидрометеиздат, 1981. — 231 с.

13. Ю д и н М. И. Новые методы и проблемы краткосрочного прогноза погоды. – Л.: Гидрометеиздат, 1983. –404 с.
14. M u r p h y A. H. The value of climatological, categorical and probabilistic forecasts in the cost-loss ratio situation. – Mon. Wea. Rev., 1977, vol.105, N 7, p.803–816.
15. M u r p h y A. H. Decision – making models in the cost – loss ratio situation and measures of the value of probability forecasts. – Mon. Wea. Rev., 1976, vol.104, p.1058–1065.
16. T h o m p s o n J. C. A numerical method for forecasting rainfall in the Los Angeles area. – Mon. Wea. Rev., 1950, vol.78, N 7, p. 113–124.

СОДЕРЖАНИЕ

Блажевич В. Г., Мещерская А. В., Аксенова Е. А., Белякина И. Г. Об использовании гребневой регрессии в физико-статистическом методе долгосрочных метеорологических прогнозов	3
Мирвис В. М., Климентова Р. В. Сравнительный анализ информативности показателей взаимодействия океана и атмосферы в Северной Атлантике для оценки температурного режима БЧС в весенний период	13
Чувашина И. Е., Юдин М. И. Использование параметров ультрапериодных волн в прогнозе температурно-влажностного режима	20
Блажевич В. Г., Голод М. П., Белоглазова Л. С. К вопросу об использовании рядов наблюдений разной длины в физико-статистическом методе долгосрочных метеорологических прогнозов	26
Чувашина И. Е. Десятилетний опыт долгосрочного прогноза дат устойчивого весеннего перехода температуры воздуха через 0 °С и 5 °С	31
Мещерская А. В., Белякина И. Г. Тренды температуры воздуха в основных зернопроизводящих районах СССР за период инструментальных наблюдений	35
Хлебникова Е. И., Салль И. А. Об оценке характеристик выбросов гауссовских метеорологических полей и их чувствительности	44
Хлебникова Е. И. Об изменчивости пространственных характеристик аномалий приземного поля средней месячной температуры воздуха	52
Хлебникова Е. И., Салль И. А. О каталогизации крупных аномалий полей осадков на территории СССР	63
Мирвис В. М., Любанская В. А., Гусева И. П. Особенности ременной структуры средних месячных аномалий общей облачности над северным полушарием (по спутниковым данным)	71
Епинская Р. П. О статистической макроструктуре приземного давления в низких широтах	83
Курбанов Б. Т. Объективный анализ высоты и температуры полярной рополоузы	92
Волосюк А. И., Зинченко А. В. Применение методов планирования численных экспериментов при построении зависимости интенсивных бложных осадков от параметров облачности	97
Мещерская А. В., Блажевич В. Г., Белякина И. Г. О согласованности индексов аномальности метеорологических условий в основных зернопроизводящих районах СССР	104
Мещерская А. В., Маргасова В. Г., Голод М. П. Оценки инерционных и климатических прогнозов температуры и осадков в основных зернопроизводящих районах СССР	115
Жуковский Е. Е. К развитию теории хозяйственного использования альтернативных прогнозов	124

Сборник научных трудов
Труды ГГО
вып. 525

**ПРИМЕНЕНИЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ
В МЕТЕОРОЛОГИИ**

Редактор С. С. Судакова
Н/К

Набрано в издательстве на композере.

Подписано в печать 10.08.89. М-17675. Формат 60x84/16. Бумага офсетная № 1.
Печать офсетная. Усл.-печ. л. 8,37. Усл. кр.-отт. 8,6. Уч.-изд. л. 9,08. Тираж 560 экз.
Индекс МОЛ-208. Заказ 2881 . Цена 65 коп. Заказное.

Гидрометеиздат, 199226, Ленинград, В. О., ул. Беринга, д. 38.

Московская типография № 9 НПО „Всесоюзная книжная палата” Госкомиздата
СССР.

109033, Москва, Ж-33, ул. Волочаевская, д. 40.