

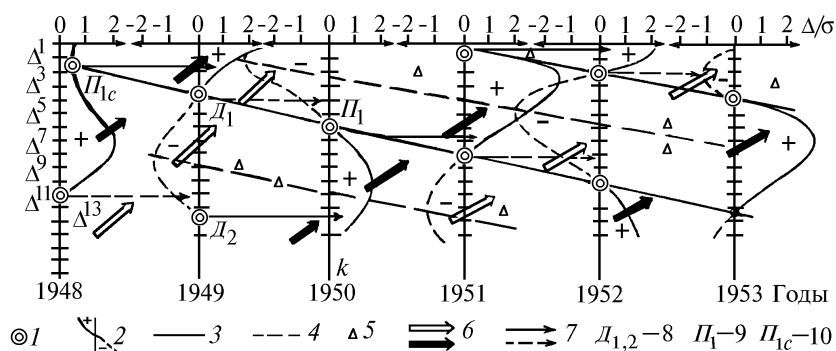
А.А. Исаев

МЕТОД ПРОГНОЗА ГОДОВОЙ ТЕНДЕНЦИИ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ УСЛОВИЙ В ЗАДАЧАХ АТМОСФЕРНОГО МОНИТОРИНГА

Исследуются возможности выявления прогностических параметров во временных гидрометеорологических рядах путем преобразования их в совокупности приращений $\Delta_i^1 \div \Delta_i^k$ с порядком k . Приводятся эмпирические тесты оценки знака тенденции и знака аномалии геофизического элемента предстоящего года сравнительно с предыдущим на примере температуры воздуха. Предложенная методика может найти применение в задачах атмосферного и природно-экологического мониторинга.

Как известно, метеорологическая информация является базовой основой атмосферного и природного мониторинга [2]. При этом в настоящее время особое значение приобретают прогностические оценки аномального состояния геофизических характеристик атмосферы, полученные с большой заблаговременностью. В этом случае появляется возможность разработки более объективной долгосрочной стратегии природоохранных мероприятий, повышается эффективность мероприятий, направленных на предотвращение природных и антропогенных катастроф.

Несмотря на трудности, обусловленные неопределенностью наших знаний о физических основах долгосрочного прогноза погоды и климата, в настоящее время имеются определенные предпосылки для научной постановки задач, но для их решения требуется привлечение новых факторов и новых подходов. В научной литературе [1, 4, 5–7] подчеркивается необходимость наряду с построением строгой физической теории, обеспечивающей возможность таких прогнозов, развитие эмпирических статистических методов и подходов. Отметим, что в соответствии с программой научных исследований Роскомгидромета по проблеме <Прогноз погоды> на 1981 – 1985 гг. под сверхдолгосрочным прогнозом (равно и под прогнозом за пределами предсказуемости в 2–3 недели) понимается прогноз средних метеорологических условий конкретных периодов, конкретных лет.



Графики нормированных аномалий A и нормированных приращений Δ_i^k температуры воздуха (Москва, январь, 1948–1953 гг.): 1 — узловые точки, где происходит смена знаков приращений + на -, - на +; 2 — положительные (+) и отрицательные (-) полуволны колебаний приращений в долях σ ; 3 — прямая, соединяющая узловые точки (1); 4 — прямая, соединяющая прогностические максимумы; 5 — зеркальное отображение прогностических максимумов; 6 — <коридор> смещения прогностических полуволн одного знака из глубины предыстории к году прогноза; 7 — иллюстрация смещения нижних знаков узловых точек и знаков прогностических максимумов; 8 — верхняя (D_1) и нижняя (D_2) диагностические узловые точки (см. 1949 г.); 9 — верхняя Π_1 (справа от оси k) прогностическая узловая точка, ожидаемая в год прогноза (1950 г.) по типу смены знака (ось $y = k$ пересекается); 10 — верхняя прогностическая узловая точка ($\Pi_{1,c}$), ожидаемая в год прогноза (1948 г.) по типу сохранения знака (ось $y = k$ не пересекается)

Цель настоящей работы — исследовать возможности выявления прогноза тенденции процесса путем преобразования временных последовательностей на примере метеорологических рядов x_i в совокупности приращений $\Delta_i^1 \div \Delta_i^k$ с порядком k . Наше предположение состоит в том,

что в этом случае в последовательных совокупностях приращений появляются квазидетерминированные структуры, которые можно использовать для оценки тенденции знака и возможного порядка аномалий последующего года A_{i+1} сравнительно с предыдущим A . Кроме того, табличные и географические построения последовательностей совокупностей $A_i \div \Delta_i^k$ и их оценки могут использоваться как один из тестов к диагнозу состояния глобальных и локальных геофизических систем в период, предшествующий любому прогнозу, независимо от природной среды, существа использованного метода и его заблаговременности.

Методологическая концепция

Основой для разработки статистических подходов к прогнозу является то, что по крайней мере за имеющийся период наблюдений во временных последовательностях гидрометеорологических процессов содержатся все основные сведения о причинах его развития.

Таблица 1

Фрагмент системы аномалий A_i и приращений Δ_i^k среднемесячной температуры воздуха, Москва (ТСХА), январь, 1947–1953 гг.

A_i, k	$\sigma_{A \div \Delta^k}$	Годы					
		1947	1948	1949	1950	1951	1952
А. Абсолютные $A_i \div \Delta_i^k$ по соотношению (1)							
A_i	2,7	-0,2	+1,0	16,5	-7,7	<u>-1,1</u>	+5,7
Δ^1	4,2	-1,4	<u>+1,2</u>	+5,5	-14,2	+6,6	+6,8
Δ^2	6,2	-2,9	+2,6	+4,3	-19,7	+20,3	<u>+0,2</u>
Δ^3	12,0	-10,0	+5,5	<u>+1,7</u>	-24,0	+40,5	-20,6
Δ^4	21,7	-32,3	+15,5	-3,8	-25,7	+64,5	-61,1
Δ^5	38,8	-75,6	+47,8	-19,3	-21,9	+90,2	-125,6
Δ^6	72,4	-133,9	+122,4	-67,1	<u>-2,6</u>	+112,1	-215,8
Δ^7	133,0	-187,5	+256,3	-189,5	+64,5	+114,7	-327,9
Δ^8	259,7	<u>-176,9</u>	+443,8	-445,8	+254,0	+50,2	-442,6
Δ^9	507,6	+43,1	+620,7	-889,6	+699,8	-203,8	-492,8
Δ^{10}	1012,0	+784,3	+577,6	-1510,3	+1589,4	-903,6	-289,0
Δ^{11}	2641,0	+2641,0	-206,7	-2087,9	+3099,7	-2493,0	+614,6
Б. Нормированные на $\sigma_{A \div \Delta^k}$ (формы Φ_i)							
		Φ_i	Φ_{i+1}	Φ_p	Φ_i	Φ_{i+1}	Φ_p
A_i		-0,074	+0,370	+2,407*	-2,852	<u>-0,407</u>	+2,111
Δ^1		-0,333	+0,286	+1,310	-3,381*	+1,571	+1,619
Δ^2		-0,468	+0,419	+0,694	-3,177	+3,355	<u>+0,032</u>
Δ^3		-0,833	+0,458	<u>+0,142</u>	-2,000	+3,375*	-1,717
Δ^4		-1,488	+0,714	-0,175	-1,138	+2,922	-2,816
Δ^5		-1,848	+1,232	-0,497	-0,564	+2,324	-3,237*
Δ^6		-1,849*	+1,692	-0,927	-0,036	+1,548	-2,981
Δ^7		-1,410	+1,927*	-1,425	+0,485	+0,862	-2,465
Δ^8		<u>-0,681</u>	+1,709	-1,717	+0,978	+0,193	-1,704
Δ^9		+0,085	+1,223	-1,753	+1,379	-0,401	-0,971
Δ^{10}		+0,775	<u>+0,571</u>	-1,492	+1,570	-0,893	-0,286
Δ^{11}		+1,341	-0,105	-1,060	+1,673	-1,265	+0,812
Δ^{12}		+1,678	-0,724	-0,478	+1,318	-1,421	+0,789
Δ^{13}		+1,840	-1,233	+0,126	+0,922	-1,406	+1,135
Δ^{14}		+1,747	-1,540	+0,681	+0,399	-1,167	+1,247
Проверка по ρ^*		-	+	+	+	+	+

П р и м е ч а н и я : <+> – совпадение; <-> – несовпадение; <*> – максимумы нормированных приращений

Δ_{i+1}^{k+1} ,_{max}; штриховыми линиями выделены узловые точки.

При поиске прогностических свойств и рекомендаций использовались абсолютные Δ_i^k и нормированные на среднее квадратическое отклонение σ_k ряды разностей (приращений) Δ_i^k/σ_k :

$$\begin{aligned} \Delta_i^1 &= X_i - X_{i-1}, \\ \Delta_i^2 &= X_i - 2 X_{i-1} + X_{i-2}, \\ \Delta_i^3 &= X_i - 3 X_{i-1} + 3 X_{i-2} - X_{i-3}, \\ &\dots \\ \Delta_i &= X_i^k - C_k^{k-1} X_{i-1} + C_k^{k-2} X_{i-2} - \dots, \pm C_k^m X_{i-(k-m)} \pm X_{i-k}, \end{aligned} \quad (1)$$

где C_k^m – биномиальные коэффициенты; i – номер года; k – порядок приращений для данного года аномалий давления, температуры воздуха, осадков, типов синоптических процессов и т.д. с порядком $k = 1 \div 14$. В силу свойств разностного оператора $\Delta_{i+1}^{k+1} = \Delta_i^k - \Delta_{i+1}^k$ как фильтра биномиального типа, с увеличением порядка k абсолютные ряды приращений Δ_i^k (табл. 1, А), суммы $A_i + \frac{k}{i} \Delta_i^k$ и формы Φ_i нормированных совокупностей $A_i/\sigma_A \div \Delta_i^k/\sigma_{\Delta^k}$ (см. табл. 1, Б, рисунок) приобретают черты квазициклических колебаний, их легче интерпретировать на основе связей ускорений колебаний внешнего источника и локальных колебаний.

Наша концепция [3] состоит в том, что внутренняя причинность, являющаяся индивидуальным свойством структуры временного ряда локальной системы, создается внешними по отношению к этой системе факторами. Вместе с тем ускорения (приращения Δ_i^k) локальной системы, ориентируясь на толчковые и скачкообразные изменения внешних управляющих колебаний, колеблются сообразно внутренним свойствам локальной системы, которая прежде всего учитывает собственную предысторию k и на этой основе формирует предстоящую структуру аномалий в моменты $i + \theta$ ($\theta = 1, 2, 3, 4$ и т.д. лет) сравнительно с i . В табл. 1 и на рисунке приводятся фрагменты абсолютных и нормированных на $\sigma_A \div \sigma_{\Delta^k}$ значений приращений различного порядка. Видно, что смещение ареалов <плюс – тепло, минус – холод> происходит снизу вверх, слева направо от приращений $\Delta_{i-\theta}^k$ большего порядка к приращениям меньшего порядка $\Delta_{i+\theta}^{<k}$ $\div A_{i+\theta}$, т.е. из глубины предыстории ($i - \theta$), которая тождественна порядку приращений k .

Аналитическая постановка

Под тенденцией процесса обычно понимают изменение знака оценки характеристик процесса в моменты $i + 1$ сравнительно с оценками в предшествующие моменты i . В нашем случае оценкой годовой тенденции (скорости процесса) будет знак первого приращения Δ_{i+1}^1 сравнительно с A_i . С учетом структуры расчета приращений Δ_i^k по соотношению (1) оценка аномалии последующего года A_{i+1} равна

$$A_{i+1} = A_i + \sum_1^k \Delta_i^k + \Delta_{i+1}^{k+1}. \quad (2)$$

Как видно из соотношения (2), определение знака и порядка модуля $|\Delta_{i+1}^{k+1}|$ является предпосылкой для получения искомого знака и оценки аномалий A_{i+1} .

Как показывает эмпирический анализ (см. табл. 1), в силу квазициклическости свойств атмосферы члены в правой части уравнения (2), начиная с Δ_{i+1}^3 , относительно Δ_i^2 входят практически всегда с противоположными знаками. Отсюда вытекают два условия, определяющие знак смены оценки аномалии последующего года A_{i+1} относительно предшествующей аномалии A_i .

1. Знак A_i сохраняется, если

$$|A_i + \sum_1^k \Delta_i^k| > |\Delta_{i+1}^{k+1}|. \quad (3)$$

При этом модуль оценки A_{i+1} в (2) становится:

- а) больше A_i , если $|\sum_1^k \Delta_i^k| > |\Delta_{i+1}^{k+1}|$;
- б) равен A_i , если $|\sum_1^k \Delta_i^k| = |\Delta_{i+1}^{k+1}|$;
- в) меньше A_i , если $|\sum_1^k \Delta_i^k| < |\Delta_{i+1}^{k+1}| < |\sum_1^k \Delta_i^k + A_i|$.
2. Знак A_i изменяется, если

$$|A_i + \sum_1^k \Delta_i^k| < |\Delta_{i+1}^{k+1}|. \quad (4)$$

При этом модуль A_{i+1} сравнительно с модулем A_i возрастает незначительно, если разность членов (4) $= \delta < \sigma_A$, существенно – если $\delta > 2\sigma_A$.

Из рассмотренных соотношений (2) – (4) вытекает один из подходов к выявлению прогноза тенденции процесса Δ_{i+1}^1 , который в любом случае связан с необходимостью оценки неизвестного Δ_{i+1}^{k+1} . Ее можно получить по уравнению регрессии на основе интерпретации предыстории временных последовательностей $A_i/\sigma_A \div \Delta_i^k/\sigma_{\Delta}^k$ сообразно сложной цепи Маркова, в которой начало и длина влияющей предыстории относительно Δ_{i+1}^1 меняются. При этом эффект ее влияния учитывается интегрированием нормированных значений Δ/δ от начала узловых точек в каждой строке Δ^k по контурам, обозначенным прямыми в табл. 1, Б. Как показывает проверка (табл. 2), ретроспективные расчеты оценок $\Delta_{i+1,\max}^{k+1}/\sigma$ по уравнению регрессии (5), и в последующем A_{i+1} по уравнению (2) в целом возможны. Коэффициент корреляции между суммами модулей $\Sigma\Delta/\sigma$ в табл. 1, Б и $\Delta_{i+1,\max}^{k+1}/\sigma$ оказался высоким: $r = -0,97 \pm 0,20$. Оценка $\Delta_{i+1,\max}^{k+1}/\sigma$ выполнялась по уравнению регрессии

$$\Delta_{i+1,\max}^3 = (-0,08 - 1,65 \Sigma\Delta/\sigma) \pm 1,41^\circ\text{C}. \quad (5)$$

Таблица 2

Ретроспективные оценки расчетных аномалий A_{i+1} температуры воздуха при использовании линейной регрессии и уравнения обратного сглаживания (5), (2); Δ^3 – максимумы приращений (ст. Москва (ТСХА), май–июнь, 1891–1983 гг., ситуаций с Δ_{\max}^3 – 15 случаев

Параметры оценки	Год прогноза ($i+1$)														
	1898	1902	1905	1908	1911	1915	1919	1923	1927	1942	1954	1957	1967	1970	1977
Фактическая Δ_{Φ}^3	-7,6	-9,7	16,5	7,5	-6,2	-12,0	9,3	6,2	-5,4	11,9	-2,6	-9,9	-9,4	5,6	16,4
Расчетная Δ_{P}^3	-9,4	-8,3	15,6	6,9	-0,1	-10,2	9,1	4,5	-5,7	12,7	-3,5	-9,2	-9,4	5,4	18,1
Фактическая A_{Φ}	1,3	-0,5	1,8	-2,4	-0,5	-1,9	-1,1	-0,4	-1,2	-1,1	1,7	0,8	2,9	0,4	1,7
Расчетная A_{P}	-0,5	0,9	1,0	-3,0	-0,4	-0,1	-1,3	-2,1	-0,1	-0,3	0,8	1,5	2,9	0,2	3,4
Разность $\delta = A_{\text{P}} - A_{\Phi}$	1,8	-1,4	0,8	0,6	-0,1	-1,8	0,2	1,7	0,3	-0,8	0,9	-0,7	0,0	0,2	-1,7

Ошибка расчетов A_{i+1} по уравнению (2) меньше ошибок климатического прогноза: $\bar{\sigma}/\bar{\sigma}_{\text{кл}} = 0,62 < 1$. Однако из-за начальных ошибок в данных, ошибок и возможной неустойчивости уравнений регрессии для оценки $\Delta_{i+1,\max}^{k+1}$ мы, по-видимому, никогда с абсолютной точностью не восстановим диагностические или прогностические последовательности. В связи с этим рассмотрим возможности оценки тенденции аномалий качественным способом на основе так называемого метода последовательного анализа форм приращений.

Принципы, этапы последовательного анализа совокупностей (форм) $A_i \div \Delta_i^k$. Принцип последовательного анализа предполагает анализ последовательностей абсолютных и нормированных форм приращений (столбцы в табл. 1, Б, графики на

рисунке) относительно их реперных* или предшествующих положений $\Phi_{p-\theta} \div \Phi_{p+\theta}$ и базируется на взаимосвязи соответствующих прогностических структур в строках A и Δ^k на интервале предыстории, равной или большей, чем один год. В ограниченном варианте последовательный анализ предполагает наличие совокупности информации (табл. 1 и рисунок) и включает этапы диагноза и прогноза тенденции Δ_{i+1}^1 по качественным и количественным признакам на основе неравенств (3), (4).

Обозначим общие количественные предпосылки, которые следуют из эмпирического анализа обширного материала и приводят к неравенству (4), вследствие чего происходит смена знака, либо к неравенству (3) – когда знак Δ_{i+1}^1 сохраняется. Изменение знака Δ_{i+1}^1 происходит при следующих условиях:

1) в год, предшествующий прогнозу, знаки аномалий A_i и приращений Δ_i^k (в строках с $k \lesssim 4$) повторяются в течение 2–3 лет подряд;

2) ожидаемый прогностический максимум $\Delta_{i+1, \max}^{k+1}$ локализуется на приращениях с порядком $k \simeq 1 \div 2$. В противном случае при $k > 3$ в столбцах Δ_{i+1}^k возможно появление прогностической узловой точки Π_1 (см. рисунок, 1948 г.) перед аномалией A_{i+1} со знаком аномалии предшествующего года A_i ;

3) в год, предшествующий году прогноза (особенно году после реперной формы Φ_p с $A \gg \sigma_A$), не имеется аномалии или первого приращения со значениями нормированных модулей Δ^k в пределах $0,1 \div 0,3$ или равных нулю, т.е. диагностической узловой точки D_1 (см. рисунок), приходящейся на координату аномалии A_i или Δ_i^1 ;

4) модули приращений Δ_i^k в год предшествующий больше его среднего квадратического отклонения σ_{Δ}^k , при этом, как правило,

знак Δ_i^k меняется, если

$$|\Delta_i^k| \gtrsim \pm 0,5 \sigma_{i-\theta}^k; \quad (6)$$

знак Δ_i^k сохраняется, если

$$|\Delta_i^k| \lesssim \pm 0,5 \sigma_{\Delta^{i-\theta}}^k; \quad (7)$$

и тем более, если

$$|\Delta_i^k| \ll \pm 0,5 \sigma_{\Delta^{i-\theta}}^k; \quad (8)$$

где участок предыстории $i - \theta \approx 4-8$ годам. С точки зрения классических колебаний константу $\pm 0,5$ можно интерпретировать как граничные условия области застоя колебаний индивидуальных приращений на фазовой диаграмме $\Delta_{\theta+1}^{k+1} = f(\Delta_{i-\theta}^k)$. Условие (6) практически всегда имеет место на участке ближайшей к аномалии <полувольты> приращений (см. рисунок) предшествующего и последующего годов от $\Delta_{i, \max}^k$ до Δ_i^{k-2} , т.е. для приращений, ближайших к максимуму в год i , предшествующий прогнозу;

5) градиенты приращений смежных лет на временных графиках $\Delta^k = f(i \div \theta)$ предшествующих $(i-2)$ лет меньше ожидаемых градиентов двух последующих $(i+2)$ лет, из которых первый график относится к году, предшествующему году прогноза, например

$$|\Delta_i^{k-1} - \Delta_{i-1}^{k-1}| < |\Delta_{i+1}^{k+1} - \Delta_i^{k+1}|, \quad (9)$$

или при подсчете сумм по столбцам приращений в табл. 1

$$|A_i + \sum_1^k \Delta_i^k| - |A_i + \sum_1^k \Delta_{i-1}^k| < |\Delta_{i+1}^{k+1} - \Delta_i^{k+1}|. \quad (10)$$

* Под реперными формами $\Phi_{i,p}$, которые обычно соответствуют экстремальным явлениям – засухам, похолоданиям, [3] понимаются ситуации, когда в смежных формах (совокупностях нормированных приращений) $\Phi_i \div \Phi_{i+1}$ наблюдаются оценки аномалий $A_i > A_{i-1} > \sigma_A$, как правило, превышающие все модули $\Delta_i^1 \div \Delta_i^k$, а в последующей совокупности $\Phi_{i+1} \equiv A_{i+1} \div \Phi_{i+1}$ максимум нормированных Δ_{i+1}^k / σ приходится на $\Delta_{i+1}^{k+1} / \sigma$. В нашем случае $\Phi_{i,p}$ имеет место в 1949 г. (см. табл. 1, Б)

Эмпирическое правило для оценки тенденции процесса на основе данных в год прогноза. Базируется на инерционных структурах в колебаниях форм приращений Φ , выражающихся парными (редко тройными) сочетаниями приращений одного знака в строках Δ^k . Их наличие в табл. 1 приращений проявляется в образовании ступенчатых диаграмм, через угол (точки) которых можно условно провести наклонные прямые, выделяющие <инерционный коридор> приращений. Характерным признаком начала инерционных структур является смена знака приращений порядка $(k+1)$ относительно порядка k . Необходимый признак начала инерционных структур – наличие узловой точки, в которой происходит смена знаков полуволн в формах приращений (см. рисунок). Эту узловую точку и знак ниже ее будем называть нижним знаком узловой точки D_1 . Связанное с ней прогностическое правило <нижнего знака диагностической узловой точки> по данным в год, предшествующий прогнозу, в общем предполагает реализацию условия (4) и на данном этапе формулируется следующим образом. Знак тенденции Δ_{i+1}^1 и знак аномалии A_{i+1} последующего года определяются нижним знаком диагностической узловой точки в форме приращений предшествующего года. Для удобства восприятия оправдываемости правила в табл. 1 <плюсом> обозначены совпадения знаков реальных приращений Δ_{i+1}^1 средней январской температуры воздуха за 1948 – 1953 гг. в Москве.

При использовании этого правила могут возникать трудности, связанные с наличием нескольких диагностических узловых точек (см. 1952 г.) или их отсутствием из-за недостаточности порядка приращений (в нашей работе $k=1-14$). В случае отсутствия узловой диагностической точки (из-за недостатка порядка k) принимается знак, противоположный знаку аномалий в год, предшествующий прогнозу, при наличии двух точек – ближайшая к аномалии точка.

Кроме того, реальны ситуации (см. рисунок, 1948, 1951, 1953 гг.), когда в год прогноза возможно возникновение прогностической узловой точки P_1 на участке Δ^k между аномалией A_{i+1} и ближайшим к ней прогностическим максимумом $\Delta_{i+1,max}^k$. В этом случае правило нижнего знака в год, предшествующий прогнозу, дополняется и уточняется правилом знаков прогностического максимума $\Delta_{i+1,max}^k$ и прогностической узловой точки P_1 , предусматривающих реализацию соответственно неравенств (3), (4).

Качественное правило оценки тенденции с учетом прогностических данных в год прогноза. Базируется на признаках взаимосвязи расположения узловых точек и прогностических максимумов модулей Δ/σ в <полуволнах> в формах приращений на участке наблюдений между соседними реперными формами $\Phi_p \div \Phi_{p+\theta}$, в которых $A_p \gg \sigma_{A_{p-\theta}}, A_{p+\theta} \gg \sigma_{A_{p+\theta}}$.

Сформулируем следующее качественное предварительное правило определения тенденции по данным об ожидаемом расположении узловых точек в год предшествующий и год прогноза. Знак тенденции и знак аномалии процесса последующего года определяются знаком прогностического максимума. При этом при наличии прогностической узловой точки по типу смены знака* он будет противоположен знаку прогностического максимума, при ее отсутствии** и во всех остальных случаях – тождествен знаку прогностического максимума.

Как следует из формулировки этого правила, при прогнозе необходимо выполнять (на данном этапе методом линейной экстраполяции) процедуры – определение прогностического максимума, координат прогностической узловой точки и идентификации ее типа. Структура расположения прогностических и диагностических узловых точек и максимумов представлена на участке наблюдений между реперными формами Φ_p (1949 г.) \div $\Phi_{p+\theta}$ (1952 г.), где $\theta = 3$ – число лет между реперными формами (рисунок).

Верхние прогностические узловые точки по типу смены знака P_1 практически всегда появляются через год относительно реперной формы. Вопрос о наличии верхней узловой точки P_1 в год непосредственно после реперного требует тщательного анализа, так как не всегда однозначен

*Смена знака в совокупностях $A_i \div \Delta_i^k$ происходит во все годы, кроме 1948 г. (рисунок, табл. 1). В 1948 г. имеет место узловая точка по типу сохранения знака ($D_1=0,286$), т.е. ось $y \equiv \Delta^k$ не пересекается.

**См. рисунок, 1948 г. P_1 , между $\Delta^1 \div \Delta_3$.

и зависит от интенсивности реакции колебаний первого приращения Δ_{i+1}^1 после колебания A_p реперного года. Для определения появления максимумов $\Delta_{i+1, \max}^{k+1}$ в годы $(i+1)$ относительно i целесообразно пользоваться следующими приближенными соотношениями абсолютных значений Δ_i^k в столбцах табл. 1:

$$A_i + \sum_1^k \Delta_i^k \ll \Delta_i^{k+1}, \text{ то } \Delta_{i+1}^{k+2} \neq \max, \quad (11)$$

$$A_i + \sum_1^k \Delta_i^k \geq \Delta_i^{k+1}, \text{ то } \Delta_{i+1}^{k+1} \simeq \max, \quad (12)$$

$$A_i + \sum_1^k \Delta_i^k \gg \Delta_i^{k+1}, \text{ то } \Delta_{i+1}^{k+2} \equiv \max. \quad (13)$$

Максимумы из совокупности смежных нормированных оценок $\Delta_{i+1}^{k-1}, \Delta_{i+1}^k, \dots, \Delta_{i+1}^{k+c}$ как правило, приходятся на то Δ_{i+1}^k , где наблюдается максимальное различие между суммами абсолютных значений $A_i + \sum \Delta_i^k, \dots, A_i + \sum \Delta_i^{k+1}$ и последующими за ним $\Delta_i^{k+1}, \Delta_i^{k+2}, \dots, \Delta_i^{k+c}$. Координаты верхних прогностических узловых точек на 2-й, 3-й годы и т.д. после реперной формы рекомендуется выполнять на основе следующего эмпирического подхода, который назовем подправилом определения координат прогностической узловой точки P_1 .

Координата прогностической узловой точки определяется числом приращений на участке прогностической полуволны в координатах Δ_i^k после прогностического максимума, количественно возрастающим сравнительно с предшествующим годом на один или два (очень редкий случай) порядковых номера k . Использование этого подправила особенно эффективно в классическом случае, когда верхняя узловая точка появляется сразу после года реперной формы. Так, например, если число приращений на участке прогностической полуволны реперной формы от нормированного максимума до верхней узловой точки равно единице, то в год последующий число приращений одного знака до верхней узловой точки будет равно двум, на второй год после реперной формы – трем и т.д. Более точная оценка числа приращений выполняется с учетом приращений на участке предыстории от года, предшествующего реперной форме, до года, предшествующего прогнозу.

Отметим, что использование рассмотренного подправила определения координат прогностической узловой точки заключается в проведении прямых, соединяющих прогностические и диагностические узловые точки, и прямых, соединяющих прогностические максимумы в смежных формах приращений, экстраполяцией их положения из года диагноза в год прогноза (см. рисунок). При этом за положение максимума в соседних полуволнах с противоположным знаком принимается координата максимума, зеркально отображающая его реальное положение. Отметим, что за узловые точки (помимо точек по типу смены знака) на участке диагноза учитываются также прогностические узловые точки по типу сохранения знака. Положение прогностических узловых точек определяется по месту пересечения линий экстраполяции оси ординат.

Проверка правил и оценка оправданности прогнозов по коэффициенту ρ . Результаты проверки правил за различные периоды наблюдений использовались для оценки тенденции предстоящего периода по коэффициенту знаков ρ и на фоне инерционного прогноза.

$$\rho = [n(+)-n(-)]/N, \quad (14)$$

где $n(+)$, $n(-)$ – число лет (пунктов) с совпадением (+) и несовпадением (-) прогностического и фактического знаков аномалий, N – общее число лет (пунктов). Под инерционным прогнозом понимается знак первого приращения, экстраполированный из года предшествующего на год последующий. Из табл. 3 видно, что в случае использования правила (когда учитываются явные диагностические признаки) получают высокие оценки $-0,4 < \rho < 0,9$ при критическом $\rho_{кр} = 0,2$ в то время как по инерционному прогнозу $\rho = 0,05$.

Авторская оценка оправдываемости (+ / –) по коэффициенту (ρ , %) прогнозов знака аномалий температуры воздуха и знака индекса засухи s_i по материалам прогнозов, заблаговременно представленных в ГМЦ СССР в 1983–1984 гг. по утвержденному перечню станций

Станция, район	Аномалия температуры воздуха								Индекс засухи s_i	
	1983 г.			1984 г.					1984 г.	
	I–III	V	VI	I–III	IV	V	VI	VII	V	VI
Число ситуаций + / –	30/0	30/0	14/15	30/0	23/7	22/8	12/17	17/12	10/1	6/1
ЕТ СССР, ρ , %	100	100	48	100	77	73	41	58	91	85
Число станций + / –	9/0	9/0	8/0	9/0	6/3	6/3	7/2	9/0	1/2	3/4
Западная Сибирь, ρ , %	100	100	100	100	67	67	78	100	33	42
Число станций + / –	19/0	19/0	12/7	12/7	14/5	18/1	19/0	19/0	5/0	5/0
Средняя Азия, Казахстан, ρ , %	100	100	63	63	74	95	100	100	100	100
Число станций + / –	58/0	58/0	34/22	51/8	43/15	46/12	38/19	45/12	16/3	14/5
По всей территории, ρ , %	100	100	61	86	74	79	67	79	84	74

Примечание. Среднее для аномалий температуры $\bar{\rho} = 81\%$ на фоне критического $\bar{\rho}_{кр} = 60\%$.

Пространственный анализ оценок ρ (см. табл. 3) показывает, что использование этого правила менее эффективно в западных районах, где циклоническая деятельность (шумовая компонента) более интенсивна. Особенно положительным фактом следует признать высокую оправдываемость основного правила при прогнозе индексов засухи (увлажнения) в Центре ЕТС (ст. Фатеж, Курская обл.)

Экспериментальный прогноз по рассмотренным правилам передавался в ГМЦ СССР и ГГО начиная с 1981 г. Результаты проверки прогноза аномалий отдельных элементов выполнены по рекомендованному перечню станций на территории западной половины СССР примерно до р. Енисей. Как свидетельствуют данные табл. 3, средние оценки $\bar{\rho} = 0,81$ достаточно высоки, что указывает на целесообразность развития предлагаемого метода.

1. Долгосрочные метеорологические прогнозы. Л.: Гидрометеиздат, 1985. 248 с.
2. Горелик Д. О., Конопелько Л. А. Мониторинг загрязнения атмосферы и источников выбросов. М.: Изд-во стандартов. 1992. 433 с.
3. Исаев А. А. // Труды ВНИИГМИ-МЦД, 1987. Вып. 140. С. 131 – 190.
4. Кондратьев К. Я., Прокофьев М. А. // Итоги науки и техники. Метеорология и климатология. М.: ВНИИТИ, 1983. N 11. 68 с.
5. Марчук Г. И. и др. Математическое моделирование общей циркуляции атмосферы и океана / Марчук Г.И., Дымников В.П., Лыков В.А., Залесный В.Б., Галин В.Г. Л.: Гидрометеиздат, 1984. 320 с.
6. Мусаелян Ш. А. Проблемы предсказуемости состояний атмосферы и гидродинамический долгосрочный прогноз погоды. Л.: Гидрометеиздат, 1984. 184 с.
7. Чичасов Г. Н. Месячные прогнозы погоды, их состояние и перспективы. Обнинск: ВНИИГМИ-МЦД, 1984. 50 с.

Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова

Поступила в редакцию
27 декабря 1994 г.

A. A. Isaev. **Method of Forecasting the Annual Trend of Weather Conditions for Problems of Atmospheric Monitoring.**

Some possibilities are studied of revealing the forecasting parameters from temporal hydrometeorological series by conversion them into totalities of increments $\Delta_i^1 \div \Delta_i^k$ of k -order. The empirical tests for estimation of the trend sign as well as the sign of anomaly of the forthcoming year geophysical element comparative to the preceding one are presented by the example of the air temperature. The proposed method can be applicable to problems of atmosphere and ecology monitoring.