Министерство высшего и среднего специального образования РСФСР

ЛЕНИНГРАДСКИЙ ОРДЕНА ЛЕНИНА ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ имени М. И. КАЛИНИНА

МЕЖВУЗОВСКИЙ СБОРНИК

ВЫПУСК 64

АВИАЦИОННАЯ И КОСМИЧЕСКАЯ МЕТЕОРОЛОГИЯ

29563.9



УДК 551.5:629.13;+656.071.052.

© 2

Одобрено Ученым советом Ленинградского гидрометеорологического института

В сборнике опубликованы работы, посвященные актуальным проблемам авиационной и космической метеорологии.

Рассматриваются математические проблемы синтеза и отдельные аспекты реализации автоматизированной системы метеорологического обеспечения полетов и управления воздушным движением на основе использования высокопроизводительных ЭВМ. Значительное внимание уделено интерпретации спутниковой информации, а также оценкам метеорологических параметров при дистанционном зондировании атмосферы. Обсуждаются различные вопросы обработки метеорологической информации и оценки эффективности автоматизированной системы метеорологического обеспечения современной и перспективной авиации.

Сборник рассчитан на научных работников и специалистов в области авиационной и спутниковой метеорологии и управления воздушным движением, аспирантов гидрометеорологических вузов, а также на летный и штурманский состав авиации.

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ:

Проф. С. В. СОЛОНИН (ответственный редактор), проф. П. Д. АСТАПЕНКО, проф. П. Н. БЕЛОВ, канд. физ.-мат. наук В. Д. ЕНИКЕЕВА (ответственный секретарь), проф. Н. В. ПЕТРЕНКО, проф. В. Д. СТЕПАНЕНКО, доц. Ю. М. ТИМОФЕЕВ.

СБОРНИК ПОДГОТОВЛЕН В ЛЕНИНГРАДСКОМ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОМ ИНСТИТУТЕ

Ленинградский политехнический институт имени М. И. Калинина, 1977 г.

ПРЕДИСЛОВИЕ

Основное научное направление настоящего сборника определяется специфическими требованиями и новыми проблемами, выдвигаемыми быстро развивающейся авиационной и космической техникой. Разработка новых видов авиационной техники, создание сверхзвуковых и гиперзвуковых самолетов, ракетопланов, автоматических и пилотируемых космических кораблей приводит к слиянию проблем авиации и космонавтики.

В настоящее время становится все более очевидным, что успешное решение проблем авиационной и космической метеорологии возможно только на основе совместного взаимосвязанного рассмотрения системы атмосфера — космос — летательный аппарат.

Научные принципы, на основе которых сформирован сборник, четко сформулированы в решении Всесоюзной научной конференции по вопросам метеорологического обеспечения сверхзвуковой авнации, состоявшейся в Ленинградс 24—26 марта 1971 года.

В решении конференции особо подчеркивалась целесообразность более широкого использования информации искусственных спутников Земли при метеорологическом обеспечении полетов, а также дальнейшего совершенствования аппаратуры системы «Метеор» в целях зондирования атмосферы (Труды Всесоюзной конференции по вопросам метеорологического обеспечения сверхзвуковой авиации. Л., изд. ЛГМИ, 1971. 344 с.).

Статьи сборника, посвященные авиационной метеорологии, продолжают традиции, заложенные в серии трудов «Проблемы авиационной метеорологии», изданных Научно-исследовательским институтом авиационной метеорологии (Проблемы авиационной метеорологии. Под редакцией проф. С. В. Солонина. — «Труды ЛГМИ», 1968, вып. 34, 120 с.; 1971, вып. 42, 175 с.; 1974, вып. 51, 215 с.; 1976, вып. 61, 138 с.).

Кардинальными вопросами данного сборника являются вопросы автоматизации метеорологического обеспечения полетов и управления воздушным движением (в том числе на этапе составления расписания движения воздушных судов) на основе

широкого и всестороннего применения высокопроизводительных ЭВМ для обработки и комплексного анализа метеорологической информации.

Значительное внимание в сборнике уделено различным аспектам обработки и интерпретации спутниковых данных с целью восстановления полей метеорологических элементов, а также методам повышения надежности принятия статистических решений при анализе аэрокосмической информации.

Приведены отдельные предварительные результаты экспериментального исследования гроз, атмосферной турбулентности и концентрации озона в зоне тропопаузы.

4

С. В. СОЛОНИН

С. В. СОЛОНИН (ЛГМИ), А. Е. БАРАБАНОВ (ЛИТМО), А. С. СОЛОНИН (ЛГУ)

О ПРИНЦИПАХ СОСТАВЛЕНИЯ РАСПИСАНИЯ ДВИЖЕНИЯ ВОЗДУШНЫХ СУДОВ С УЧЕТОМ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ УСЛОВИЙ

1. Состояние вопроса

Движение летательного аппарата в атмосфере сопровождается сложным взаимодействием с окружающей его физической средой [1, 3, 21—24]. Поэтому при определении параметров полета необходимо рассматривать летательный аппарат и атмосферу как единую систему. От физического состояния атмосферы зависят возникающие в полете аэродинамические силы, сила тяги, создаваемая двигателем, расход топлива, скорость, предельно допустимая высота полета и т. д.

Анализ пространственного (горизонтального и вертикального) распределения метеорологических элементов и их временной изменчивости свидетельствует о том, что летно-технические данные самолетов и других летательных аппаратов могут изменяться в очень широких пределах [14, 17, 18]. Поэтому по мере развития и совершенствования авиационной тенхики непрерывно возрастает значение количественного учета метеорологических условий не только непосредственно при выполнении полета, но и на этапе составления расписания движения воздушных судов (ВС).

Моделирование задач теории расписаний связано с преодолением очень серьезных трудностей, что обусловлено необходимостью учета большого количества факторов и плохой обозримостью проблемы в целом. Даже частные вопросы составления расписания характеризуются сложностью постановки задачи, требуют специальной техники математического описания и решения задачи переборными методами.

В работе [4] поставлена и решена задача построения графиков оборота самолетов в расчете на 1 неделю. Считается, что на этот период задана вся совокупность рейсов и осталось для каждого самолета, приписанного к некоторому аэропорту, проложить маршрут, заканчивающийся в этом аэропорту и называемый базо-

вым контуром. Рассматриваются возможности варьирования промежуточных рейсов для конкретного самолета. Считается, что расписание фактически составлено и изучаются его малые (Δt_j) допустимые перестройки, направленные на уменьшение времени стоянки в промежуточных аэропортах. На множестве всех решений (наборов базовых контуров) определяется функционал качества, представляющий собой общее время простоя в промежуточных аэропортах, который затем минимизируется полным перебором.

Таким образом, сама постановка задачи требует готового расписания и оценок допустимых ее колебаний. Решаемую задачу можно рассматривать как последнюю, «отделочную», в цепи составления расписания. Функционал качества не играет решающей роли при составлении расписания в целом, а его оптимизация требует выбора конкретных базовых контуров, что может сказаться на некоторых более существенных критериях (см., например, [12]).

Математическая сущность задачи выражена в информационном напряженно-направленном графе, где каждому ребру соответствуют все данные, предписываемые расписанием и условиями движения BC.

Процесс оптимизации сводится к перебору в этом графе путей определенного вида и проверке условий согласованности данных по рейсам. Возникающая чисто математическая задача относится к числу переборных, и возможность ее практического решения определяется возможностями ограничения полного перебора базовых контуров.

Такие ограничения могут быть получены двумя путями.

1. Использованием специфики задачи — общих свойств графа

G = (X, U).

Здесь X — вершины графа, представляющие множество аэропортов взлета и посадки, а дуги U — множество рейсов, выполняемых между этими аэропортами в течение недели.

2. Обобщением экспериментальных результатов построения оптимального набора базовых контуров.

В работе [12] рассмотрена задача минимизации количества самолетов, задействованных в расписании движения. Предполагается, что расписание полетов построено с точностью до небольших сдвигов (Δt_j) или перестановки дней для неежедневных рейсов. Предлагается алгоритм, в котором все операции по минимизации осуществляются непосредственно перед составлением графиков оборота самолетов. Небольшие возможности варьирования расписания используются для уменьшения количества самолетов, одновременно находящихся в воздухе.

Поставленная задача ймеет большое практическое значение, так как позволяет значительно снизить время простоев самолетов в аэропортах. Поэтому критерий уменьшения числа самолетов наряду с другими факторами выгодно учитывать непосредственно на этапе составления расписания.

Математическая постановка задачи однозначно отражена на графике, где каждому базовому контуру сопоставлен отрезок времени, предписанный ему расписанием. Количество задействованных самолетов в момент времени t_0 равно количеству пересечений прямой $t = t_0 = \text{const}$ с такими отрезками. Использование дискретного времени позволяет компактно записать информацию в виде матрицы.

Решение задачи сводится к перебору различных допустимых перестановок на диаграмме отрезков, соответствующих базовым контурам, и подсчету для каждого из них функционала качества. Если обозначим через M количество самолетов, одновременно находящихся в воздухе в момент t, а через $\{K_i\}$ — набор базовых контуров, то задача сводится к отысканию min max M при соответствующих линейных ограничениях.

Перебор должен вестить, во-первых, по всем перестановкам в расписании и, во-вторых, по всем наборам базовых контуров, что составляет основную сложность решения задачи.

При определении продолжительности полета между аэропортами взлета и посадки (летного времени по расписанию) ветровой режим учитывается путем расчета на ЭВМ эквивалентной составляющей преобладающего ветра [9, 13, 16]. Однако использование модели эквивалентного ветра позволяет рещить эту задачу более корректно [1, 3, 5, 8—10, 20].

Вполне очевидно, что оптимальная методика комплексного учета метеорологических условий при составлении расписания на ЭВМ должна основываться на универсальных алгоритмах.

2. Общий метод составления расписания движения воздушных судов, основанный на применении машинно-ориентированной логики

1.61

١

Рассмотрим универсальный метод составления расписания движения воздушных судов, который по своим возможностям, в известном смысле, можно рассматривать как обобщение проанализированных выше методов. Этот метод основан на использовании результатов теории искусственного интеллекта [2, 11, 19].

Расписание должно учитывать совокупность всех условий движения ВС. Поэтому при общем подходе необходима формализация понятий, участвующих в точном описании этих условий.

Для математического описания задачи автоматического (на ЭВМ) составления расписания движения ВС введем следующие обозначения:

 $A = \{a_k\}$ — множество аэропортов (аэродромов);

 $B = \{b_j\}$ — множество точек пересечений воздушных трасс;

 $C = \{c_i\}$ — множество воздушных трасс;

 $D = \{d_n\}$ — множество возможных эшелонов полетов BC;

 $E = \{e_m\}$ — множество участков, на которые разбита воздушная трасса;

$$F = \{f_s\}$$
 — множество BC, задействованных в расписании;

Т — множество моментов времени (упорядоченное подмножество множества вещественных чисел — определено направление времени);

$$T := \{t_l\} \subset T$$
 — множество отрезков допустимого времени взлета отдельных ВС (т. е. время взлета $t \in t_l$);

$$\Omega == \{\omega_p\}$$
 — множество кортежей, характеризующих метеоро-
логические условия в отдельных пунктах и на
участках воздушных трасс;

$$G = \{g_a\}$$
 — множество всех рейсов.

Принимая во внимание введенные выше обозначения, справедливо следующее включение:

$$\forall c_j \in C : c_j = \{c_{m_i}\} \subset E.$$

Рассмотрим отображение

8

$$\tau: T \times A \times B \times \Omega \longrightarrow T \subset \mathbf{R}_+,$$

которое определяет продолжительность полета BC от аэропорта a_h до точки пересечения трасс b_j (или другого аэропорта), если вылет BC состоялся в момент времени $t \in t_l$.

Вполне очевидно, что продолжительность полета при заданном режиме работы двигателя зависит от метеорологических условий (скорости и направления ветра, температуры воздуха, опасных явлений погоды, которые могут привести к необходимости их обхода).

Множество F факторизовано по определенному критерию, отражающему летно-технические характеристики BC, т. е. выделены некоторые классы эквивалентности BC:

(F¹_i) — фактормножество множества F, состоящего из классов эквивалентности BC, где *i*-й класс эквивалентности определяется вместимостью BC (пассажировместимостью и грузовместимостью);

- {F_i²} фактормножество множества *F*, состоящего из классов эквивалентности BC, где *i*-й класс эквивалентности определяется скоростью и дальностью полетов BC;
 {F_i³} фактормножество множества *F*, состоящего из классов
- { F_i} фактормножество множества F, состоящего из классов эквивалентности BC, где *i*-й класс эквивалентности определяется комфортабельностью BC.

Множество аэропортов A также может быть разбито на несколько классов эквивалентностей по следующим характеристикам:

- { *A*¹_{*i*}} фактормножество множества *A*, в *i*-й класс эквивалентности которого относятся аэропорты в соответствии с их оборудованностью и государственной важностью (приоритет);
- { A_i^2 } фактормножество множества A, в *i*-й класс эквивалентности которого отнесены аэропорты, находящиеся в одном временном поясе.

В множестве всех метеорологических явлений Ω выделим подмножествю $\Omega_0 \subset \Omega$, содержащее все метеорологические явления. запрещающие полет, т. е. опасные метеорологические явления или метеорологические условия ниже допустимых минимумов, при которых безопасный полет BC еще возможен.

На определенных выше множествах определим следующие отношения, выраженные с помощью стандартной математической нотации исчисления предикатов первого порядка:

 R_1 на $\Omega \times E \times D \times T - R_1(\omega, e, d, t)$ означает метеорологические условия ω на эшелоне d этапе e в мо-мент t:

 R_2 на $B \times E - R_2(b, e)$ означает, что точка *b* принадлежит этапу *e*;

 R_3 на $D \times E - R_3(d, e)$ означает эшелон d на этапе e; R_4 на $E \times C - R_4(e, c)$ означает, что этап e принад-

лежит трассе c; R_5 на $C \times A \times A - R_5(c, a_1, a_2)$ означает, что трасса c соединяет аэропорты a_1 и a_2 ;

 R_6 на $N \times \{1, 2, 3\} \times C - R_6(i, j, c)$ означает, что самолеты класса *i* из разбиения F^j пригодны по дальности и скорости для полетов по трассе *c*;

- R_7 на $F \times 4 R_7(f, a)$ означает, что самолет f предписан аэропорту a;
- R_8 на $\Omega \times T \times A R_8(\omega, t, a)$ означает, что опасное явление ω в момент t наблюдается над аэропортом a;
 - P_1 на $\widetilde{T} \times A P_1(t, a)$ означает, что время t удобно (для пассажиров) для вылета ВС из аэропорта a;

 P_2 на $\widetilde{T} \times A - P_2(t, \alpha)$ означает, что время t удобно (для пассажиров) для прибытия ВС в аэропорт a;

L на $A \times A \times N \times G - L(a_1, a_2, k, g)$ означает, что g есть k-й рейс, соединяющий аэропорты a_1 и a_2 ; δ на $G \times T - \delta(g, t)$ означает, что рейс g начинается

 σ на $G \times C \times E \times D - \sigma(g, c, e, d)$ означает рейс g трассы с

а на $G \times C \times E \times D = \sigma(g, c, e, a)$ означает реис g трассы с этапа е эшелона d;

а на $G \times F - \alpha(g, f)$ означает, что BC f пригодно для выполнения рейса g;

 Q_1 на $F \times N - Q_1(f, i)$ означает, что ВС f класса F_i^1 ;

 Q_2 на $F \times N - Q_2(f, i)$ означает, что BC f класса F_i^2 ;

 Q_3 на $F \times N - Q_3(f, i)$ означает, что ВС f класса F_i^3 .

Описанные выше отношения позволяют дать следующее определение понятия расписания движения ВС.

Расписанием называется кортеж трех отношений $\langle \delta, \sigma, \alpha \rangle$ на множествах $G \times T$, $G \times C \times E \times D$, $G \times F$, определяющих начало каждого рейса, трассы, этапы и эшелоны (профиль каждого рейса) и тип самолета, пригодного для выполнения заданного рейса.

Задача составления расписания для ВС заключается в построении кортежа $\langle \delta, \sigma, \alpha \rangle$ с учетом выполнения приводимых ниже аксиом начальных условий и аксиом, задающих некоторые ограничения движения ВС.

Аксиомы начальных условий задаются:

1) перечислением аэропортов, трасс, этапов, эшелонов и их связью (R_2, R_3, R_4, R_5) , т. е. информационно-нагруженным графом («картой);

2) рейсами, определяемыми предикатом δ;

3) суточным ходом метеорологических явлений, определяемым предикатом R_1 .

Все аксиомы, являющиеся ограничениями на расписание ВС, можно подразделить на два типа. К первому типу относятся аксиомы, описывающие ограничения, выполнение которых является обязательным.

Аксиома 1.1. Описывает возможность выполнения одним BC рейса *g* по трассе *с* между аэропортами *a*₁ и *a*₂:

 $\delta (g, t) \& t = \tau (t_1, a_1, b, \omega (a_1, b)) \& L (a_1, a_2, k, g) \&$

 $\sigma (g, c, e, d) \& R_2 (b, e) \& R_3 (d, e) \& R_4 (e, c) \& R_5 (c, a_1, a_2) \Longrightarrow$

 $\neg R_1(\omega_0, e, d, t) \& (R_7(a_1, f) \lor R_7(a_2, f)) \& R_6(i, 1, c) \&$

 $Q_1(f, i) \& R_6(i, 2, c) \& Q_2(f, i) \& R_6(i, 3, c) \& Q_3(f, i) \& \alpha(g, f).$ 10 Аксиома 1.2. Исключение возможности столкновения самолетов в точках пересечения трасс:

$$L(a_1, a_2, k_1, g_1) \& L(a_3, a_4, k_2, g) \& \delta(g_1, t_1) \& \delta(g_2, t_2) \& (a_1 \neq a_2) \& \sigma(g_1, c_1, e_1, d_1) \& \sigma(g_2, c_2, e_2, d_2) \Longrightarrow \\ \tau(t_1, a_1, b, \omega(a_1, b)) \neq \tau(t_2, a_3, b, \omega(a_3, b)).$$

Аксиома 1.3. Определение оптимального (в смысле удобства для пассажиров) начала рейса:

$$\delta(g, t) \Longrightarrow P_1(t, a).$$

Аксиомы ограничений второго типа определяют качество составляемого расписания ВС.

Аксиома 2.1. Определение оптимального (в смысле удобства для пассажиров) времени прибытия ВС в аэропорт назначения:

 $δ (g, t) & L (a_1, a_2, \kappa, g) \implies P_2 (τ (t, a_1, a_2, ω (a_1, a_2)), a_2).$

Аксиома 2.2. Предотвращение столкновений ВС при посадке:

$$\delta(g_1, t_1) \& \delta(g_2, t_2) \& L(a_1, a_2, k_1, g_1) \& L(a_3, a_2, k_2, g_2) \& \\ (g_1 \neq g_2) \Longrightarrow \tau(t_1, a_1, a_2, \omega(a_1, a_2)) \neq \tau(t_2, a_3, a_2, \omega(a_3, a_2)).$$

Аксиома 2.3. График оборота одного ВС:

$$\begin{aligned} \alpha(g_1, f) &\& \alpha(g_2, f) \&\delta(g_1, t_1) \&\delta(g_2, t_2) \Longrightarrow \\ &| \tau(t_1, a_1, a_2, \omega(a_1, a_2)) + \\ &+ \tau(\tau(t_1, a_1, a_2, \omega(a_1, a_2), a_2, a_1, \omega(a_2, a_1)) + t_1 - t_2 | \ge \hat{C}, \end{aligned}$$

где \widehat{C} — константа, ограничивающая время стоянки в промежуточном аэропорту.

К аксиомам ограничений второго типа можно отнести аксиому, которая фиксирует выбор трассы, обладающей наиболее благоприятными сопутствующими метеорологическими условиями $\omega \in \Omega$.

В описанных выше терминах задача составления расписания движения ВС может быть сформулирована как задача доказательства следующей теоремы в исчислении предикатов первого порядка:

$$\underset{i}{\&} W_i \Longrightarrow \forall g \exists c, e, g, t, f : \delta(g, t) \& \sigma(g, c, e, d) \& \alpha(g, t),$$
(1)

где & W_i — конъюнкция изложенных выше аксиом.

Конструктивное доказательство этой теоремы определяет три отношения $\langle \delta, \sigma, \alpha \rangle$, являющиеся, согласно данному выше определению, расписанием движения ВС. Поиск доказательства теоремы (1) может быть осуществлен средствами машинно-ориентированной логики, основанной на методе резолюции [15] или обратном методе С. Ю. Маслова [6], являющихся полными унифицируемыми процедурами доказательства для исчисления предикатов первюго порядка.

Изложенный выше язык дает возможность единым способом сформулировать как глобальную, так и любые частные задачи составления расписания и переложить их неформальную постановку на математическую основу. Универсальные методы поиска логического вывода типа метода резолюций дают язык для записи рассуждений, удобный для машинной реализации. Однако эти методы не указывают алгоритм решения задачи, которому соответствует в этой терминологии понятие стратегии.

3. О некоторых стратегиях составления расписания

Различные методы составления расписания или доказательства теоремы (1) отличаются последовательностью применения правил логического вывода к набору аксиом. Неоднозначность такого применения вызывает необходимость перебора всех возможных путей доказательства в поисках результата, что и составляет фактически главную и единственную трудность решения задачи. Сложность такого полного перебора можно оценить сверху величиной $n^{z^k}/2^{k+1}$ шагов поиска логического вывода, где k — количество шагов доказательства, n — количество литер в аксиомах.

Способ выбора очередного шага в методе резолюций (или способ упорядочения перебора) называется стратегией этого метода. Эффективность решения задачи зависит от выбора стратегии.

Нахождение стратегии, уменьшающей перебор вариантов решения, является общей задачей построения реальных программ расписания. В работах [4] и [12] перебор всех возможных расписаний уменьшен до перебора базовых контуров.

В качестве одного из вариантов составления расписания ниже предлагается иерархическая оптимальная приоритетная стратегия. В основу иерархической оптимальной приоритетной стратегии положим принцип приоритетности для всех элеменгов расписания, базирующихся на упорядоченных по значимости приоритетных уровнях $\{S_i\}$, где каждый уровень S_i в свою очередь является упорядоченной структурой $\{S_{ij}\}$. Расписание будем составлять последовательно, начиная с рейсов, обладающих наибольшим приоритетным уровнем S_i и критериями качества S_{ij} в соответствии с упорядочением этого уровня.

Использование такой стратегии для каждого приоритетного уровня соответствует линейной стратегии «лоза», которую можно 12 использовать [11] для сокращения перебора возможных путей доказательства теоремы (1). Сложность перебора для каждого уровня качества можно оценить сверху величной n^h шагов поиска логического вывода, что значительно меньше, чем в стратегии полного иеребора.

Для нашей задачи целесообразно рассмотреть трехуровневую модель качества расписания для ВС { *S*, ⊱ }:

$$S_{1}: S_{11}, S_{12}, \ldots, S_{1 m_{1}},$$

$$S_{2}: S_{21}, S_{22}, \ldots, S_{2 m_{2}},$$

$$S_{3}: S_{31}, S_{32}, \ldots, S_{3 m_{2}}.$$

Первый уровень S_1 образует улорядоченная структура критериев $\{S_{1j}\}$, характеризующих безопасность полетов BC, т. е.

$$S_{11} \leftarrow_1 S_{12} \leftarrow_1 \ldots \leftarrow_1 S_{1 m_1}, \qquad (2)$$

где \succeq_1 — отношение предпочтения первого уровня.

Второй уровень S_2 образует упорядоченная структура критернев $\{S_{2j}\}$, характеризующих экономическую эффективность полетов BC, т. е.

$$S_{21} \succ_2 S_{22} \succ_2 \ldots \succ_2 S_{2 m_3}. \tag{3}$$

Третий уровень S_3 образует упорядоченная структура критериев $\{S_{3j}\}$, характеризующих комфортабельность полетов BC, т. е.

$$S_{31} \succeq_{\mathbf{3}} S_{32} \succeq_{\mathbf{3}} \ldots \succeq_{\mathbf{3}} S_{3 m_3}.$$

$$\tag{4}$$

На каждом уровне S_i строится такое расписание $\langle \delta_0^i, \sigma_0^i, \alpha_0^i \rangle$, что

$$\forall \delta, \sigma, \alpha \colon \langle \delta_0^i, \sigma_0^i, \alpha_0^i \rangle_{S_i} \succeq_i \langle \delta, \sigma, \alpha \rangle_{S_i}.$$
 (5)

Оптимальное расписание, построенное по приоритетам одного уровня S_i , в общем случае не является глобально оптимальным, а реализует лишь локальный экстремум. Однако расписание, построенное по приоритетам между уровнями, является глобально оптимальным, т. е.

$$\forall \delta, \sigma, \alpha : \langle \delta_0, \sigma_0, \alpha_0 \rangle \succ \langle \delta, \sigma, \alpha \rangle, \tag{6}$$

Опишем более подробно простейший алгоритм оптимальной приоритетной стратегии, соответствующей уровню S_i.

Перечислим входную информацию:

1) в множестве рейсов G введено упорядочение по направлению, а именно:

$$g_1 \leqslant_\pi g_2, \tag{7}$$

если рейс g₂ важнее (по его значимости), чем рейс g₁;

2) задан суточный ход опасных явлений R_1 (ω , e, d, t);

3) для каждого этапа е трассы с может быть подсчитано время τ_1 (e, c, ω , f) его перелета самолетом f с учетом метеорологических условий ω;

4) для каждого аэропорта a указаны критерии $P_1(t, a)$ и $P_2(t, a)$ удобства вылета и посадки по времени t;

5) с учетом метеоусловий ω указан критерий качества W (e, c, w, f) (например, расход топлива) для перелета самолетом типа f этапа е трассы с.

Алгоритм последовательно определяет время рейсов согласно их приоритету. При этом удовлетворяется сначала отношение R₆, а затем критерии качества P1, P2 и W. Назначенный рейс должен обеспечивать выполнение обязательных аксиом 1.1-1.3 и при этом реализовывать

$$\min_{t} \sum_{e:R_{t}(e,c)} W(e,c,\omega(t,e,c),f).$$
(8)

В силу аксиомы 1.2 каждый выбранный предикат $\delta(g, t)$ добавляет на каждый последующий рейс набор ограничений типа

$$\tau (t_2, a_2, b, \omega_2) \in [\tau (t_1, a_1, b, \omega_1) - \tau^{\circ}, \tau (t_1, a_1, b, \omega_1) + \tau^{\circ}], \quad (9)$$

где т° — время между последовательным прохождением точки пересечения трасс двумя самолетами.

Поэтому очередной предикат $\delta(g, t)$ должен быть выбран так, чтобы минимизировать функционал (8) при выполнении условий (9). Таким образом, имеем задачу линейного программирования, так как функции τ однозначно восстанавливаются по $\delta(g, t)$, и наоборот. Решение этой задачи доставляет локальнооптимальное расписание по критерию (8) с учетом приоритета (7) на множестве рейсов G. Реализация на ЭВМ оптимальной приоритетной стратегии позволяет свести до минимума перебор различных вариантов организации рейсов. Для того чтобы полностью исключить перебор для рейсов одинаковой приоритетности, последовательно рассматриваются критерии качества их упорядоченной структуры.

ЛИТЕРАТУРА

Авиационная метеорология. Под ред. С. В. Солонина. — «Труды ЛГМИ», 1963, вып. 19. 232 с.; 1967, вып. 31. 126 с.
 Барабанов А. Е., Солонин А. С. Решение одной задачи управления

Барабанов А. Е., Солонин А. С. Решение одной задачи управления воздушным движением с применением машинно-ориентированной логики, основанной на принципе резолюции. — «Межвузовский сборник», 1976, вып. 61, с. 51—58 (ЛГМИ).
 Баранов А. М., Солонин С. В. Авнационная метеорология. Л., Гид-рометеоиздат, 1975. 391 с.
 Дачковский В. З., Клюшкин В. А., Пустынский В. Л. Алго-ритм построения базовых контуров при составлении расписания движения самолетов. — «Труды ЦНИИ АСУ ГА», 1975, вып. 12, с. 13—21.

- 5. Ершова В. С., Солонин С. В. О наивыгоднейшей скорости полета самолета с учетом ветра. «Труды ЛГМИ», 1968, вып. 34, с. 102—109.
- 6. Маслов С. Ю. Обратный метод установления выводимости для логиче-ских исчислений. — «Труды Математического института им. В. А. Стеклова», ХСУШ, Л., 1968, с. 26—87.
 Методика расчета на ЭВМ составляющей скорости ветра для учета в расписании движения самолетов. ЦНИИ АСУ ГА, 1974. 42 с.
- 8. Молоканов Г. Ф. Учет ветра в дальних полетах. М., Воениздат, 1957. 175 c.
- Наровлянский Г. Я., Солонин С. В. Эквивалентный ветер и методы его расчета. Л., Гидрометеоиздат, 1962. 99 с.
 Наровлянский Г. Я. Авиационная климатология. Л., Гидрометеоиздат,
- 1968. 267 c
- 11. Нильсон Н. Искусственный интеллект. М., «Мир», 1973. 270 с.
- 12. Об одном алгоритме минимизации количества самолетов, задействованных в расписании движения. «Труды ЦНИИ АСУ ГА», 1975, вып. 12, с. 73—91. Авт.: В. З. Дачковский, В. А. Клюшкин, А. Н. Костюченко и др.
- Плаксон В. А. Результаты исследования крейсерских режимов полета самолетов с ГТД. «Труды ГосНИИ ГВФ», М., РИО Аэрофлота, 1963.
 Проблемы авиационной метеорологии. Под ред. С. В. Солонина: «Труды ЛГМИ», 1968, вып. 34, 120 с.; 1971, вып. 42, 175 с.; 1974, вып. 51, 215 с; 1976 риц. 61, 131 с.
- дений над ветром. «Изв. Центрального гидрометеорологического бюро», вып. 6, 1926.
- сажирского самолета по минимуму себестоимости перевозок. М., ОНТЭИ, ГосНИИ ГА, 1970. 60 с. 19. Слейгл Дж. Искусственный интеллект. М., «Мир», 1973. 319 с. 20. Солонин С. В. О применимости нормального кругового закона распреде-
- ления случайных величин при расчете режимных и навигационнно-метеорологических характеристик ветра. — «Труды НИИАК», 1964, вып. 25, c. 124-130.
- 21. Солонин С. В. О некоторых физических и математических аспектах 21. Солонин С. Б. О некоторых физических и математических аглектах проблемы оптимального учета пространственной и временной структуры полей метеорологических элементов при решении задач авиационной ме-теорологии. — «Труды ЛГМИ», 1968, вып. 34, с. 3—24.
 22. Солонин С. В. Математические аспекты синтеза автоматизированной си-истристические аспекты синтеза автоматизированной синтеза автоматизири синтеза автоматизированной синтеза автоматизированной си
- стемы метеорологического обеспечения полетов. -- «Труды ЛГМИ», 1974, вып. 51, с. 3—8. 23. Солонин С. В., Толстоброва Л. И. Учет метеорологических условий
- с целью повышения регулярности полетов. «Труды ЛГМИ», 1968. вып. 34, с. 110-115.
- 24. Труды Всесоюзной конференции по вопросам метеорологического обеспечения сверхзвуковой авиации. Под ред. С. В. Солонина. Л., изд. ЛГМИ, 1971. 344 c.

С. В. СОЛОНИН, В. Д. ЕНИКЕЕВА (ЛГМИ)

АЛГОРИТМЫ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЯ В АВТОМАТИЗИРОВАННЫХ СИСТЕМАХ УПРАВЛЕНИЯ ВОЗДУШНЫМ ДВИЖЕНИЕМ

Современный уровень развития вычислительной техники позволяет ставить и успешно решать многие важные задачи управления воздушным движением на основе применения современных быстродействующих ЭВМ. К числу таких относится задача обеспечения безопасности полетов самолетов по метеорологическим условиям, оптимальное решение которой позволит не только гарантировать комфорт и безопасность рейсов, но и повысить peryлярность и экономическую эффективность воздушных перевозок.

Применение ЭВМ для анализа навигационной обстановки и метеорологических условий по трассам дает возможность в оперативном режиме обрабатывать большой объем фактической и прогностической информации и выдавать объективные рекомендации для диспетчерского состава службы управления воздушным движением (УВД).

При алгоритмических построениях автоматизированных систем управления воздушным движением (АС УДВ) необходимо исходить из принципа оптимации вычислительных алгоритмов. Подобная юптимизация заключается в отыскании наиболее выгодных методов решения задач и допускает два подхода:

- оптимизацию в соответствии с критериями целесообразности принимаемых решений;

 оптимизацию в целях сокращения объема вычислений при выдаче каждого конкретного решения.

Оптимальные процедуры принятия решения в АС УВД должны обеспечивать минимальный средний риск принимаемых решений с учетом возможных потерь потребителя, а в классе всех процедур, имеющих одинаковый средний риск и, следовательно, одинаковую эффективность, необходимо выбирать наиболее простые в вычислительном смысле алгоритмы.

Перечисленным требованиям можно удовлетворить, если син-тез алгоритмов принятия решения в АС УВД проводить на основе иерархического подхода с применением методов теории распознавания образов

.

Status and

Корректная постановка задачи синтеза АС УВД требует комплексного рассмотрения навигационной обстановки и метеорологических условий. Трудности математической стилизации навигационной обстановки и физического состояния атмосферы могут быть преодолены, если основываться на теоретико-множественной концепции.

Исследуемая (моделируемая) обстановка представляется в виде набора $\hat{X_o}$ наиболее информативных метеорологических параметров и навигационых характеристик. Каждому набору

параметров и навигационых характеристик. Каждому набору соответствует *n*-мерный вектор X в пространстве признаков R^n .

Вследствие разнообразных требований к метеорологическому обеспечению авиации в зависимости от типов самолетов и аэродромов, от классности экипажей система автоматического учета метеорологической обстановки приобретает черты сложной иерархической системы с различными уровнями функционирования. Рассмотрим формализацию задачи учета метеорологической обстановки в определенном районе за время *T*, в течение которого осуществляется один цикл функционирования системы. Период *T* может быть ограничен максимальным интервалом в расписании движения самолетов в заданном районе.

Пусть $C = \bigcup_{i=1}^{k} C_i$ — совокупность всех k классов самолетов C_i , эксплуатирующихся в заданном районе.

Учет метеорологической обстановки и навигационных характеристик как на аэродромах, так и по трассам полетов осуществляется путем разбиения территории на районы расположения аэродромов и на зоны, где аэродромы отсутствуют. После этого проводится анализ возможности возникновения одного или нескольких опасных для авиации метеорологических явлений ь каждом из выделенных районов и принимается решение о разрешении или запрете полета по данной трассе на заданных эшелонах.

Рассмотрим условия взлета (посадки) самолетов класса C_i в районе заданного аэродрома взлета $A_{\rm H}$ (аэродрома посадки $A_{\rm K}$). Взлет (посадка) разрешаются, если ни одно из r опасных для

взлета (посадки) метеорологических явлений $R_j(C_i)$ не наблюдается в районе аэродрома. В противном случае комплекс опасных метеорологических условий

$$\widetilde{R}(C_i, A) = \bigcup_{j=1}^r \widetilde{R}_j(C_i, A)$$
(1)

приводит к закрытию аэродрома для самолетов класса C_i.

Аналогично полет на эшелоне H_m (m = 1, M) для данного типа самолетов C_i запрещается, если метеорологическая обста-

Зак. 273	Ленинградский		17
	Гидрометеоро. орны жий ин-т		

новка включает хоть одно опасное для полета самолета класса C_i метеорологическое явление $\widetilde{S}_i(C_i, H_m), i = \overline{1, l}$:

$$\widetilde{S}(C_i, H_m) = \bigcup_{j=1}^l \widetilde{S}_j(C_i, H_m).$$
(2)

Таким образом, анализ возможности полета самолета класса C_i от аэродрома $A_{\rm H}$ до аэродрома $A_{\rm K}$ на эшелоне H_m включает проверку логического выражения

$$H(C_i, A_{\rm H}, H_m, A_{\rm K}) = R(A_{\rm H}) \wedge S(H_m) \wedge R(A_{\rm K}), \qquad (3)$$

где $R(A_{\rm H})$, $S(H_m)$ и $R(A_{\rm K})$ — логические выражения, имеющие значение «О» в случае наличия опасных явлений для самолета класса Сі при взлете, полете на эшелоне и посадке соответственно.

Полное решение задачи возможности движения самолетов k классов от аэродрома вылета Ан над данной территорией по погодным условиям достигается при рассмотрении $k \times M \times L$ конъюнкций $H(C_i, A_H, H_m, A_R)$, где L — число аэродромов посадки или запасных аэродромов.

Вопрос вычисления конъюнкции $H(C_i, A_{\rm H}, H_m, A_{\rm K})$ и, следовательно, вопрос о запрещении полета самолета класса Сі от аэродрома $A_{\rm H}$ до аэродрома $A_{\rm K}$ на эшелоне H_m сводится к определению опасных явлений последовательно на аэродроме вылета, на эшелонах и на аэродроме посадки. Учитывая, что наличию опасного явления соответствует значение логических выражений «О», а отсутствию опасных явлений — значение «1», схему и алгоритм последовательной проверки возможности полета по трассе самолета класса C_i можно представить в виде «дерева» принятия ре-шения, приведенного на рисунке. Иерархия уровней принятия решения вводится путем последовательной проверки логических выражений и указана на рисунке цифрами в кружках. Поясним алгоритм принятия решения на полет.

Первый иерархический уровень обеспечивает проверку истинности логического выражения $R(A_{\rm H})$. Если $R(A_{\rm H}) = 0$, т. е. на аэродроме взлета наблюдается одно из опасных метеорологических явлений, то вылет запрещается. Когда опасных явлений в районе аэродрома Ан не наблюдается (или не прогнозируется на срок, предусмотренный потребностями метеорологического обеспечения полетов), то значение логического выражения $R(A_{\rm H})$ равно 1 и осуществляется переход по левой ветви дерева к проверке логического условия возможности полета на заданном эшелоне Н_m. Если метеорологическая обстановка опасна для полета самолета на эшелоне (S (H_m) = 0), то целесообразно проверить возможность полета самолета на других разрешенных эшелонах данной трассы. Если такой безопасный для полета эшелон найден, 1.25

то значение конъюнкции $R(A_{\rm H}) \wedge S(H_s)$ равно 1 и возможен переход на левую ветвь дерева принятия решения для проверки возможности посадки на заданном аэродроме. В случае, когда безопасный для полета эшелон отсутствует, полет по данной трассе запрещается.





Проверка логического выражения $R(A_{\kappa})$ на третьем иерархическом уровне принятия решения дает возможность при выполнении условия $R(A_{\kappa}) \wedge S(H_m) \wedge R(A_{\kappa}) = 1$ разрешить полет самолета класса C_i по данной трассе. Если в районе аэродрома посадки A_{κ} наблюдается или прогнозируется одно из опасных метеорологических явлений и, следовательно, $R(A_{\kappa}) = 0$, то необходимо определить возможность посадки на запасном аэродроме. В случае, когда такая возможность имеется, требуется проверить наличие безопасного эшелона для полета на запасной аэродром, что и осуществляется при переходе ко второму уровню принятия решения. Если посадка на запасном аэродроме невозможна, то вылет самолета запрещается.

Описанный алгоритм принятия решения на возможность полета по данной трассе базируется на определении опасных метеорологических явлений на каждом этапе (иерархическом уровне). Рассмотрим более подробно реализацию алгоритма определения опасных метеорологических условий.

2*

Обозначим через $\widehat{X}(C_i)$ комплекс определяемых метеорологических параметров, который можно представить в виде суммы

$$X(C_i) = X_{\mathrm{H}}(C_i) \cup X_{m}(C_i) \cup X_{\mathrm{K}}(C_i) \cup X_{\mathrm{g}}(C_i), \qquad (4)$$

где $\widehat{X}_{\rm H}(C_i)$, $\widehat{X}_m(C_i)$ и $\widehat{X}_{\rm K}(C_i)$ — совокупности информативных метеорологических параметров, по которым выносятся решения о возможности взлета с аэродрома $A_{\rm H}$, полета по эшелону H_m

и посадки на аэродроме A_{κ} соответственно. В совокупность $X_{\pi}(C_i)$ включаются параметры, информативность которых недостаточна для принятия решения о возможности выполнения рейса самолетом класса C_i . Однако в общем случае эти параметры могут быть существенны для решения аналогичной задачи относительно самолета другого класса.

В соответствии с вышесказанным первой подзадачей синтеза алгоритма принятия решения о наличии опасных для авиации явлений является выбор подмножества информативных метеороло-

гических параметров (признаков) $\widehat{X}_0(C_i) = \widehat{X}_{ extsf{H}}(C_i) ig \widehat{X}_m(C_i) ig U$

 $\hat{X}_{\kappa}(C_i)$ в множестве всех определяемых параметров $X(C_i)$.

Вторая подзадача — разработка оптимальной процедуры принятия решения о возможности возникновения опасных явлений на основе выбранных информативных параметров.

При разработке алгоритмов идентификации одного из опасных для авиации явлений — болтанки самолетов — использовались непараметрические процедуры предварительного отбора информативных признаков и различные методы теории распознавания образов для случая двух классов: наличия болтанки и ее отсутствия. Примененные процедуры Байеса и Вальда модифицировались с точки зрения использования непараметрических методов оценки плотности распределения в отношении правдоподобия. Наилучшие результаты были получены при применении предварительного обучения в методах Фикса-Ходжерса и потенциальных функций [2, 3].

Однако анализ метеообстановки в реальных условиях включает одновременную идентификацию не одного, а нескольких опасных метеорологических явлений. В связи с этим в совокупность инфор-

мативных метеорологических параметров X_o включаются характеристики, существенные для выделения комплекса опасных для полета условий. Так, например, при одновременном анализе возможности возникновения болтанки самолетов и грозового положения по трассе полета использовались такие информативные параметры для определения зон болтаники, как модуль разности модулей вертикальных градиентов скорости ветра, модуль вертикального градиента скорости ветра, вертикальный градиент температуры и другие, а также рассчитывались параметры, характери-20

зующие возможность возникновения грозового положения: температура на вершине облака, адиабатическая мощность облака, адиабатическая высота вершины облака, суммы отклонений кривой состояния от кривой стратификации на различных уровнях и др.

Совокупность всех векторов, компонентами которых являются рассчитанные информативные параметры, характеризующие метеорологическую обстановку, образует некоторое множество Ω конкретных условий, при которых принимается решение в автоматизированных системах управления воздушным движением. При моделировании действий диспетчера требуется разбить множество Ω на непересекающиеся подмножества Ω_1 и Ω_2 . Под Ω_1 понимается совокупность навигационных и метеорологических условий, допускающих полет (положительное решение диспетчера), в то время как Ω_2 имеет смысл множества условий, при которых полет выполнить нельзя, и диспетчер принимает отрицательное решение.

Моделирование операции принятия решения диспетчером формализуется как задача построения разделяющей границы множеств Ω_1 и Ω_2 в пространстве *n* иформативных признаков \mathbb{R}^n . Разделяющая граница множества Ω_1 и Ω_2 соответствует решающему правилу, по которому классификация комплекса навигационных и метеорологических условий выполняется на обучающей выборке с заданной точностью.

Построение решающих правил осуществляется в условиях частичной априорной неопределенности, причем признаки (информативные параметры) рассматриваются как случайные величины. В качестве способа преодоления априорной неопределенности можно применить адаптивные алгоритмы обучения по методу потенциальных функций.

Аппроксимация апостериорной плотности вероятности *j*-го класса $p(\Omega_j/X)$, j=1,2, представляющих собой «функции достоверности» (по терминологии работы [1])

$$d^{(j)}(X) = \frac{P(\Omega_j) p(X/\Omega_j)}{p(X)} = p(\Omega_j/X),$$
(5)

осуществляется по бесконечной выборке в соответствии с методом стохастической аппроксимации, а в случае конечной обучающей выборки — суммарным нормированным потенциалом, который «наводится» в точке X векторами класса Ω_i :

$$\Phi_j(X) = \frac{1}{N_j} \sum_{s} K(X, X_s).$$
(6)

При классификации опасных метеорологических условий и случаев, когда полеты разрешаются, целесообразно использовать потенциальную функцию экспоненциального вида

$$K(X, X_s) = \exp \{-\alpha \rho^2(X, X_s)\}.$$
 (7)
21

При этом решение первой подзадачи (алгоритма выбора информативных парамегров) осуществлялось путем упорядочения признаков по их информативности при минимизации среднего риска распознавания векторов обучающей выборки в случае *l* классов (*l* = 2):

$$W_{\rm OB}(l) = \sum_{l=1}^{l} \frac{1}{N_i} \sum_{s=1}^{N_i} \left[\sum_{j \neq l} P(\Omega_j) p(X/\Omega_j) \right]. \tag{8}$$

В работе [2] показано, что минимизация среднего суммарного потенциала между классами

$$\Phi_{\text{MR}}(l) = \sum_{i=1}^{l} \sum_{j \neq i} \left[\frac{1}{N_i N_j} \sum_{s=1}^{N_i} \sum_{t=1}^{N_j} K(X_s, X_t) \right]$$
(9)

приводит к минимизации среднего риска. Таким образом, последовательность метеорологических параметров, упорядоченная в соютветствии с минимизацией выражения (9), оптимальна в смысле эмпирического среднего риска, оцененного по векторам обучающей выборки.

При обучении классификатора, основанного на методе потенциальный функций, требуется установить значение параметра потенциальной функции α , определяющего скорость ее убывания с расстоянием. Безошибочное распознавание векторов обучающей выборки достигается при задании значения параметра α по формуле [2]

$$\alpha = \ln \left\{ \max_{i=1,2} N_i \right\} / \min_{X_s \in \mathfrak{Q}_i, X_t \in \mathfrak{Q}_j} \rho^2 (X_s, X_t).$$
(10)

что обеспечивает возможность синтеза оперативного алгоритма определения опасных метеорологических условий.

Последовательность действий по этому алгоритму заключается в расчете значения α по формуле (10), упорядочении последовательности метеорологических параметров в соответствии с минимизацией суммарного потенциала между классами (9) и вычислении значений упорядоченных метеорологических параметров для исследуемой ситуации X. Дальнейшие вычисления сводятся к расчету суммарных потенциалов для каждого класса (i = 1, 2)

$$\Phi_i(X) = \frac{1}{N_i} \sum_{s=1}^{N_i} \exp\{-\alpha \rho^2(X, X_s)\}$$
(11)

и сопоставлению полученных значений $\Phi_1(X)$ и $\Phi_2(X)$. Правило принятия решения при использовании процедуры Байеса имеет вид

$$X \in \Omega_1$$
, если $\Phi_1(X) \gg \Phi_2(X)$ (12)

и позволяет однозначно указать номер класса, к которому следует отнести исследуемую ситуацию.

В случае, когда признаки измеряются и обрабатываются последовательно, опримальной процедурой принятия решения является последовательный анализ Вальда [2, 4].

Численные эксперименты по определению комплекса опасных метеорологических явлений (болтанка самолетов, грозовое положение) проводились по обучающей выборке, в которую вошло 185 сообщений о полетах самолетов по трассе Москва-Токио. Лучшие результаты были получены при распознавании случаев отсутствия гроз и болтанки, причем определение метеорологиче-ской ситуации было безошибочным как по методу Вальда, так и по процедуре Байеса. Определение грозового положения по шести информативным параметрам осуществлялось с ошибками до 24%. Одним из способов уменьшения ошибок является увеличение числа параметров, используемых для определения грозы.

В соответствии с сказанным выше, основная идея алгоритма принятия решения в автоматизированных системах управления воздушным движением заключается в том, что согласно расписанию движения производится последовательный перебор трасс и типов самолетов (с учетом классности экипажа). Для каждого конкретного самолета определяется вектор Х, характеризующий навигационную и метеорологическую обстановку, и по построенному решающему правилу вырабатывается оптимальная стратегия действий диспетчера.

Результаты численного моделирования на ЭВМ отдельных задач принятия решения в АС УВД дают возможность рекомендовать для широкого применения метод последовательного анализа Вальда с использованием оценок апостериорных плотностей вероятностей нормированными суммарными потенциалами.

ЛИТЕРАТУРА

1. Айзерман М. А., Браверман Э. М., Розоноэр Л. И. Метод по-

- тенциальных функций в теории обучения машин. М., «Наука». 1970. 384 с. 2. Еникеева В. Д. К вопросу определения потенциальных зон болтанки самолетов на ЭВМ. «Межвузовский сб.», 1976, вып. 61, с. 70—81 (ЛГМИ).
- (ЛІ миг).
 Солонин С. В., Еникеева В. Д., Яворская Л. Ю. Применение методов теории распознавания образов для диагноза и прогноза болтанки самолетов. «Труды ЛГМИ», 1974, вып. 51, с. 120—138.
 Ф. И. Пологологические в теории распознавания образов и соби.
- Фу К. Последовательные методы в теория распознавания образов и обу-чении машин. М., «Наука», 1971. 256 с.

Ю. Н. ВОЛКОНСКИЙ (ЛВИКИ)

ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ МЕТОДА МОНТЕ-КАРЛО ПРИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКЕ АРХИВНОГО МАТЕРИАЛА В ПРОГНОСТИЧЕСКИХ ЦЕЛЯХ

Практические рекомендации по составлению локальных авиационных прогнозов погоды основываются на результатах статистической обработки материала наблюдений в районе прогноза (аэродрома или участка трассы). Одним из основных этапов такой обработки является контроль надежности статистических выводов.

Наиболее просто контроль осуществляется путем проверки полученных по исходной выборке прогностических рекомендаций на материале независимой, контрольной выборки. Однако, поскольку для выработки самих рекомендаций в этом случае привлекается лишь часть архивного материала (не включаемая в контрольную выборку), указанный подход эффективен только при весьма большом его объеме.

При относительно небольшом объеме архивов, имеющихся в АМСГ, выделение их части для целей контроля, естественно, нежелательно, и контроль приходится осуществлять на том же материале, по которому устанавливается связь между прогнозируемым элементом (предиктантом) и характеристиками исходного состояния атмосферы (предикторами). В некоторых, сравнительно простых, ситуациях контроль надежности выборочных оценок связей между предиктантом и системой предикторов может быть выполнен, исходя из теоретических представлений о распределении этих оценок, но в большинстве ситуаций контроль возможен лишь путем статистических испытаний, в результате которых определяется, в частности, целесообразность прогностического использования как всего набора предикторов, так и каждого из них.

В работе [3] рассмотрено применение метода статистических испытаний (Монте-Карло) для проверки целесообразности прогностического использования полученных на архивном материале уравнений множественной регрессии. По материалам испытаний принималась или отвергалась нулевая гипотеза, утверждающая, что отличие от нуля выборочного значения коэффициента корреляции вызвано случайными причинами (ограниченностью выборок) и поэтому испытываемое уравнение не может быть рекомендовано для прогностического использорания.

В более общей постановке задача контроля формулируется следующим образом. Архив содержит N реализаций предиктанта Y и вектора-предиктора $X(x_1, x_2, \ldots, x_k)$. Теснота связи между Y и X характеризуется величиной некоторого критерия K. Путем сравнения выборочных оценок К* формируются «оптимальные» группы предикторов вида x_l ; x_l , x_p ; x_l , x_p , x_q ; ... Тре-буется установить целесообразность прогностического использования данной группы (например, x_l, x_p, x_q) и включения в нее последнего предиктора (в примере — xq).

Проверяются следующие нулевые гипотезы: Но — данная группа (x_l, x_p, x_q) не имеет прогностической ценности (например, $M(K_{l, p, q}) = 0)$ и, если эта гипотеза отклоняется, $H_0'' - исключе-$ ние из состава группы последнего предиктора (x_q) не снижает ее прогностическую ценность $(M(K_{l, p, q}) - M(K_{l, p}) = 0)$.

Для проверки гипотезы H'_1 моделируется P выборок из N реализаций Y и $X(x_l, x_p, x_q)$ каждая, удовлетворяющих условию Н', и определяется повторяемость Q оценок K_i^* (i = 1, P), превышающих (или не превышающих) оценку К₀^{*}, полученную по исходной вборке. В зависимости от величины Q и решается вопрос о принятии или отклонении нулевой гипотезы. Группа x_l, x_p, x_q рекомендуется для прогностического использования, если гипотеза Но может быть отклонена с большой вероятностью.

Процесс моделирования сводится к перемешиванию случайным образом в исходной выборке реализаций предиктанта при сохранении последовательности реализаций Х и построению соответствующих таблиц сопряженности.

Пусть по материалам исходной выборки получено распределение сочетаний градаций (фаз) У и x_l , x_p , x_q , представленное в табл. 1.

Т	'nĥ	A11	110	1
1	uv	mu	uqu	

N₂	Сочетания $\mathbb N$ градаций x_l , x_p , x_q						
градаций У 111	111	112		121	122		
1	<i>n</i> ₁₁	n ₁₂	•••	.		· · · ·	n ₁₀
2	n_{21}	n ₂₂				••••	n_{10}
•	•	•	• • •		•		•
		-	• • •	.	· •		•
•	•	•	• •		•		•
Σ	<i>n</i> ₀₁	n ₀₂	• • • •			•	N

Исходная таблица сопряженности (число случаев)

Для построения «модельной» таблицы сопряженности рассматривается выдаваемая ЭВМ последовательность случайных чисел ε_1 , ε_2 , ..., равномерно распределенных на интервале (0, 1). Заполнение таблицы начинается со столбца 111. Если $\varepsilon_1 \ll \frac{n_{10}}{N}$, то считается, что Y находится в градации 1 и в первой строке таблицы проставляется единица; если $\frac{n_{10}}{N} < \varepsilon_1 \ll \frac{n_{10} + n_{20}}{N}$, то счи-

тается, что осуществилась градация 2 и т. д.

Затем аналогично разыгрызаются числа $\varepsilon_2, \varepsilon_3, \ldots, \varepsilon_{r_{01}}$, и заполняются все строки столбца 111. Если при этом оказывается, что для какой-то строки (строк) нарушено условие $n_{i1} \ll n_{i0}$, «лишние» случаи бракуются и рассматривается дополнительная серия случайных чисел.

После заполнения столбца 111 переходят к заполнению столбца 112 и следующих столбцов таблицы, все время следя за тем, чтобы суммы чисел в каждой строке не превысили соответсвующего значения n_{i0} . Числа последнего столбца находятся как дополнение сумм предыдущих столбцов до n_{i0} .

Описанная процедура используется для построения P модельных таблиц, по каждой из которых рассчитывается значение K^* , после чего находится повторяемость Q и делается вывод о целесообразности прогностического использования данной группы предикторов.

При проверке гипотезы H_0'' модельные таблицы получаются путем перемешивания реализаций последнего предиктора (x_q) . Для этого табл. 1 предварительно разбивается на блоки с одинаковыми сочетаниями градаций предикторов x_l и x_p и рассчитываются построчные суммы в каждом блоке. Блок для сочетания 11, например, выглядит следующим образом.

~				•
1	nh	111	10	-2
			Ψ	~

N⁰	Сочет			
градаций У	111	112	•••••	Σ
1 2	• • •			$n'_{10} \\ n'_{20}$
•••	• • •			• • •
Σ	<i>n</i> ₀₁	n_{02}		N
3			• • • •	•

Первый блок таблицы сопряженности (число случаев)

Затем по табл. І находятся общие повторяемости случаев попадания предиктора x_q в первую, вторую и т. д. градацию: ρ_1, ρ_2, \ldots и начинается заполнение первой строки первого блока. В случае $\varepsilon_1 \ll \rho_1$ считается реализованным сочетание 111, в случае $\rho_1 < \varepsilon_1 \leqslant \rho_1 + \rho_2$ — сочетание 112 и т. д. Аналогично разыгрываются $\varepsilon_2, \varepsilon_3, \ldots, \varepsilon_{n'_{10}}$.

Следующая серия из n'_{20} случайных чисел используется для заполнения второй строки табл. 2, причем все время проверяется, чтобы сумма чисел в каждом столбце не превышала соответствующего значения n_{0j} (при нарушении этого условия «лишние» случаи бракуются и рассматривается дополнительная серия случайных чисел). Числа последней строки находятся как дополнение сумм предыдущих строк до n_{0j} .

Из заполненных блоков образуется модельная таблица сопряженности, по которой находится оценка критерия K^* .

Гипотеза H["] отклоняется, если повторяемость таблиц, для которых значения К* превышает исходное, меньше некоторой малой величины.

В качестве примера рассмотрим организацию контроля отбора предикторов при комплексации альтернативных прогнозов дневных гроз в районе Киева. Роль предикторов в данном случае выполняют прогнозы, составленные комплексируемыми методами [2].

В табл. З приведены величины удельного количества информации I/H_0 (H_0 — безусловная статистическая энтропия), рассчитанные для различных сочетаний формулировок прогнозов по материалам выборки из 275 случаев. Единица в заголовке таблицы означает прогноз «гроза», ноль — прогноз «без грозы», точка любой прогноз. Каждому из пяти рассматривавшихся методов отводится свой разряд пятизначного числа. Прочерками отмечены методы, не вошедшие в комплекс.

7	`аблица	3
-	co o si co co co	~

Фазы предикторов	1-1	— — 1 · 0	· — 01 —	— · 00
<i>I*</i> / <i>H</i> [*] ₀ , %	11,20	0,88	22,90	26,90
$M\left(I^*/H_0^*\right)$, %	1,88	3,63	16,70	1,28
Q1,%	<5	>10	>10	<1
Q2, %	6			0

Результаты контроля отбора предикторов

Проверка гипотезы H'_0 проводилась в соответствии с теоретическим законом распределения выборочных оценок удельного количества информации при $M(I/H_0) = 0$ [1]. Математические ожидания оценок даны во второй строке таблицы.

Как видно из сравнения значений $M(I^*/H_0^*)$ и I^*/H_0^* , прогностическую ценность предположительно имеют только первый и четвертый комплексы. Этот вывод подтверждается и результатами расчетов вероятностей превышения оценок I^*/H_0^* при выполнении гипотезы H_0' . приведенными в следующей строке табл. 3.

Проверка гипотезы $H_0^{\prime\prime}$ для указанных комплексов осуществлялась методом статистических испытаний. Повторяемость случаев, в которых значения I^*/H_0^* для модельных таблиц оказались не меньшими исходных, по материалам 50 испытаний указана в последней строке табл. 3. Как видно из этих данных, переход от двухмерных комплексов к трехмерным для сочетания прогнозов «без грозы» методами 3 и 4 [2] обеспечивает увеличение прогностической информативности.

ЛИТЕРАТУРА

1. В а ль Е. Статистическое энтропическое соотношение, как вспомогательное средство для решения проблемы прогноза. — В кн.: Вопросы предсказания погоды. Л., Гидрометеоиздат, 1958, с. 295—303.

2. Волконский Ю. Н. Комплексация альтернативных прогнозов. «Межвузовский сб.», 1976, вып. 61, с. 18—27 (ЛГМИ).

3. Lund J. A Monte-Carlo Method for Testing the Statistical Significance of Regression Eguation. Journal of Applied Meteorology, June, 1970, v. 9, № 3.

Б. А. ЕРШОВ, А. В. ИВАНОВА (ЛГУ)

ДВИЖЕНИЕ ГИБКОГО КРЫЛА ПЕРЕМЕННОЙ ЖЕСТКОСТИ И МАССЫ В ТУРБУЛЕНТНОМ ПОТОКЕ

Одним из наиболее важных вариантов нагружения для всех летательных аппаратов (ЛА) является случай полета в турбулентной атмосфере. Атмосферная турбуленность — источник случайных нагрузок, действующих на конструкции ЛА. Отметим, что при случайном характере изменения напряжений наблюдается более интенсивное накопление повреждений в материале, чем при циклическом (гармоническом) нагружении. При равных среднеквадратичных значениях отклонений этих напряжений число циклов до разрушения материала при случайном нагружении в несколько раз меньше, чем при гармоническом.

Задача о движении ЛА как упругого тела под действием внешних сил, проистекающих от действия атмосферной турбулентности, в общей постановке является очень сложной. Сделаем поэтому некоторые упрощающие предположения относительно модели атмосферной турбулентности и модели упругого ЛА.

Модель атмосферной турбулентности и модели упругого эти. Модель атмосферной турбулентности. Случайное двумерное поле вертикальных порывов $W(x_0, z_0)$ задано в земной системе координат $x_0y_0z_0$. Оси x_0 , z_0 параллельны плоскости горизонта, ось y_0 направлена вверх. Поле $W(x_0, z_0)$ стационарно, изотропно и задано спектральной плотностью $G(\Omega)$ [1, 2] (форма Баллена):

$$G(\Omega) = \sigma^2 \frac{L}{\pi} \frac{1 + a^2 \Omega^2 (n+1)}{(1 + a^2 \Omega^2)^{n+3/2}}.$$
 (1)

Здесь

$$a = \frac{\Gamma(n)}{\sqrt{\pi} \Gamma(n+1/2)} L;$$

 $L = \frac{\pi}{2} G(0)$ — масштаб турбулентности;

$$\sigma^2 = M \{ W^2(x_0, z_0) \}.$$

Выражение (1) дает при n = 1/2 модель Драйдена, при n = 1/3 — модель Кармана.

Модель упругого ЛА. Многочисленные экспериментальные данные, накопленные в авиационной технике, ракетостроении, судостроении, а также некоторые теоретические исследования показывают, что с достаточной точностью корпуса (фюзеляжи) ЛА, крылья, стабилизаторы (с относительным удлинением более четырех) можно схематически представить в виде тонкостенных балок переменного сечения с заданным распределением по длине массы и жесткости [3, 4]. Предлагаемая модель ЛА представляет свободную упругую балку (крыло), изгибная жесткость и интенсивность массы которой — кусочно-постоянные функции. Крыло несет также сосредоточенные массы.

Пусть оси подвижной (связанной) системы координат xyz направлены параллельно соответствующим осям $x_0y_0z_0$, ось z направлена по упругой линии недеформированного крыла. Начало связанной системы находится на конце крыла (l - размах крыла).

Центры тяжести и давлений сечений крыла, перпендикулярных оси *z*, совпадают с этой осью. Плоскость *xz* является плоскостью симметрии недеформированного крыла.

Будем считать, что при изгибе крыла плоские поперечные сечения его остаются плоскими и нормальными к изогнутой упругой линии крыла (гипотеза Бернулли). Такая деформация полностью определяется деформацией v(z, t) упругой линии крыла.

Следуя работе [5], запишем уравнение изгибных колебаний крыла

$$\frac{\partial}{\partial z^2} \left[E I(z) \frac{\partial^2 v}{\partial z^2} \right] + m(z) \frac{\partial^2 v}{\partial t^2} + \frac{\rho V_0^2 S}{2} \frac{\partial v}{\partial t} = \frac{\rho V_0 S}{2} q(z, t), \quad (2)$$

где q(z, t) — погонная нагрузка, определяемая случайным полем вертикального порыва $W(x_0, z_0)$.

Уравнение (2) имеет нулевые начальные и следующие граничные условия:

$$\frac{\partial^2 v\left(0,\,t\right)}{\partial z^2} = \frac{\partial^3 v\left(0,\,t\right)}{\partial z^3} = \frac{\partial^2 v\left(l,\,t\right)}{\partial z^2} = \frac{\partial^3 v\left(l,\,t\right)}{\partial z^3} = 0.$$
 (3)

Аналитические выражения изгибной жесткости и погонной массы в уравнении (2) имеют вид:

$$EI(z) = EI_0 \left[1 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \sigma_0(z - z_i)^{-1} \right],$$

$$m(z) = m_0 \left[1 + \sum_{i=1}^m \beta_i \sigma_0(z - z_i) + \sum_{i=1}^m M_i \sigma_1(z - z_i) \right],$$
(4)

где EI_0 , m_0 — значения EI(z) и m(z) при $z \in (0, z_1)$; α_i , β_i — параметры скачков EI(z) и m(z) в сечениях $z=z_i$; M_im_0 — величины 30

сосредоточенных масс в сечениях $z = z_i$; $\sigma_0(z - z_i) - \epsilon$ диничная функция; $\sigma_1(z - z_i) - \delta$ -функция Дирака.

Связанная система координат движется поступательно вдоль оси x_0 с постоянной скоростью V_0 так, что $x_0 = -x + V_0 t$, $y_0 = y$, $z_0 = -z$.

Отметим, что при невозмущенном движении угол атаки α_0 , соответствующий скорости V_0 , такой, что сила веса крыла уравновешивается подъемной силой [5].

Решение уравнения (2). Решение отыскивается в виде

$$v(z, t) = Z^{T}(z) F(t),$$
 (5)

где *n*-мерные векторы Z(z) и F(t) определяются следующим образом.

Составляющие вектора Z(z) есть решение граничной задачи

$$\frac{\partial^2}{\partial z^2} [EI(z) Z_k''(z)] - m(z) v_k^2 Z_k(z) = 0,$$
(6)
$$Z_k''(0) = Z_k'''(0) = Z_k''(l) = Z_k'''(l) = 0,$$
(6)
$$(k = \overline{1, n}),$$

где v_h — частота k-го тона собственных колебаний.

Обобщенная координата F(t) определяется дифференциальным уравнением

$$\ddot{F} + 2BN\dot{F} + N^2F = Q(t),$$

 $F(0) = \dot{F}(0) = 0,$

где

$$2Q(t) = \rho V_0 S H^{-1} \int_0^t Z(z) q(z, t) dz;$$

$$N = \operatorname{diag} \{\gamma_{\alpha}\}; \quad H = \int_0^t m(z) Z(z) Z^T(z) dz;$$

$$K = \int_0^t Z(z) Z^T(z) dz; \quad 2BN = H^{-1} K.$$

Перейдем к решению уравнения (6), которое является однородным уравнением с кусочно-постоянными и сингулярными коэффициентами. Будем искать его точное решение с помощью кусочно-линейного преобразования аргумента — линейного сплайн-преобразования [6]

$$z = u + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i \ (u - u_i) \ \sigma_0(u - u_i), \tag{7}$$

где ү, — параметры сплайн-преобразования, которые будут определены позже.

Для удобства вместо уравнения (6) рассмотрим систему:

$$EI(z) Z_k'' = EI_0 N_k .$$

$$EI_0 N_k'' = m(z) v_k^2 Z_k .$$
(8)

Здесь
$$N_k(z) = -\frac{M_k(z)}{EI_0} = \frac{I(z)}{I_0} Z_k''(z),$$

где $M_k(z)$ — изгибающий момент в сечении z.

Производные по новому и старому аргументам связаны соотношением r . 71

$$Z_{k\,u}^{(l)} = Z_{k\,z}^{(l)} \left[1 + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i \sigma_0 (u - u_i) \right]^l + \\ + \sum_{s=1}^{l-1} \sum_{i=1}^{m} c_{is} Z_{k\,z}^{(s)} (z_i) \sigma_{l-s} (u - u_i),$$
(9)
FIDE $c_{i\,s} = \left(\sum_{j=0}^{i} \gamma_j\right)^s - \left(\sum_{j=0}^{l-1} \gamma_j\right)^s;$
 $\gamma_0 = 1; \quad \sigma_k = \sigma_0^{(k)} \quad (\text{cM. [6]}).$

Введем обозначения:

$$Z_{k\,z}^{(l)} = Z_{k}^{(l)}, \quad N_{k\,z}^{(l)} = N_{k}^{(l)}.$$

Используя систему (8) и соотношение (9), получим уравнение для $Z_h(u)$ в следующем виде:

$$Z_{k u}^{IV} = k_{k}^{4} \left[1 + \sum_{i=1}^{m} \delta_{i2} \sigma_{0} (u - u_{i}) \right] \left[1 + \sum_{i=1}^{m} \beta_{i} \times \sigma_{0} (z - z_{i}) \right] Z_{k}(z) + k_{k}^{4} \left[1 + \sum_{i=1}^{m} \delta_{i2} \sigma_{0} (u - u_{i}) \right] \times Z_{k}(z_{i}) \sigma_{1} (z - z_{i}) + \sum_{i=1}^{m} \delta_{i1} N_{k}(z_{i}) \delta_{1} (u - u_{i}) + \sum_{i=1}^{m} \delta_{i0} N_{k}(z_{i}) \sigma_{2} (u - u_{i}) + \sum_{i=1}^{m} c_{i1} Z_{k}^{\prime} (z_{i}) \sigma_{3} (u - u_{i}), \quad (10)$$

где
$$k_k^4 = \frac{m_0 v_k^2}{EI_0}$$
;
 $\delta_{i0} = \left(\sum_{j=0}^i \gamma_j\right)^2 \left(\sum_{j=0}^i \alpha_j\right)^{-1} - \left(\sum_{j=0}^{i-1} \gamma_j\right)^2 \left(\sum_{j=0}^{i-1} \alpha_j\right)^{-1};$
32

$$\begin{split} \boldsymbol{\delta_{i1}} &= \left(\sum_{j=0}^{i} \, \delta_{j0}\right) \, \left(\sum_{j=0}^{i} \gamma_{j}\right) - \left(\sum_{j=0}^{l-1} \delta_{j0}\right) \, \left(\sum_{j=0}^{l-1} \gamma_{j}\right);\\ \boldsymbol{\delta_{i2}} &= \left(\sum_{j=0}^{i} \, \delta_{j0}\right) \, \left(\sum_{j=0}^{i} \gamma_{j}\right)^{2} - \left(\sum_{j=0}^{l-1} \, \delta_{j0}\right) \, \left(\sum_{j=0}^{l-1} \gamma_{j}\right)^{2} \end{split}$$

До сих пор значения параметров сплайн-преобразования не были определены. Найдем их, потребовав выполнения условия

$$\left[1+\sum_{i=1}^m \delta_{i2}\,\sigma_0(u-u_i)\right]\,\left[1+\sum_{i=1}^m \beta_i\,\sigma_0(z-z_i)\right]=1.$$

Для ү, получим формулу

$$\gamma_{i} = \left(\sum_{j=0}^{i} \alpha_{j}\right)^{1/4} \left(\sum_{j=0}^{i} \beta_{j}\right)^{-1/4} - \left(\sum_{j=0}^{i-1} \alpha_{j}\right)^{1/4} \left(\sum_{j=0}^{i-1} \beta_{j}\right)^{-1/4},$$

$$\beta_{0} = 1.$$

Исключая из уравнения (10) с помощью системы (8) $N_h(z_i)$, $N'_k(z_i)$, $Z'_k(z_i)$, получим для $Z_h(u)$ уравнение с постоянныим коэффициентами и сингулярной правой частью

$$Z_{ku}^{1V} - k_k^4 Z_k = \sum_{r=1}^3 \sum_{i=1}^m c_{ri}^* \sigma_{4-r} (u - u_i) + k_k^4 \sum_{i=1}^m M_i Z_k(u_i) a_i b_i \sigma_1 (u - u_i), \qquad (11)$$

где
$$c_{rl}^{*} = \eta_{rl}^{*} Z_{ku}^{(r)}(u_{l} - 0); \quad \eta_{1l}^{*} = c_{l1} \left(\sum_{j=0}^{r} \gamma_{j}\right)^{-};$$

 $\eta_{2l}^{*} = \delta_{l0}^{*} \left(\sum_{j=0}^{l-1} \alpha_{j}\right) \left(\sum_{j=0}^{l-1} \gamma_{j}\right)^{-2}; \quad \eta_{3l}^{*} = \delta_{l1}^{*} \left(\sum_{j=0}^{l-1} \alpha_{j}\right) \left(\sum_{j=0}^{l-1} \gamma_{j}\right)^{-3};$
 $\delta_{l0}^{*} = \left(\sum_{j=0}^{l} \gamma_{j}\right)^{2} \left(\sum_{j=0}^{l} \alpha_{j}\right)^{-1} - \left(\sum_{j=0}^{l-1} \gamma_{j}\right)^{2} \left(\sum_{j=0}^{l-1} \alpha_{j}\right)^{-1};$
 $\delta_{l1}^{*} = \left(\sum_{j=0}^{l} \delta_{j0}\right) \left(\sum_{j=0}^{l} \gamma_{j}\right) - \left(\sum_{j=0}^{l-1} \delta_{j0}\right) \left(\sum_{j=0}^{l-1} \gamma_{j}\right);$
 $a_{l} = 1 + \frac{\delta_{l2}}{2} + \sum_{j=1}^{l-1} \delta_{j2}, \quad b_{l} = 1 + \frac{\gamma_{l}^{*}}{2} + \sum_{j=1}^{l-1} \gamma_{j}^{*};$
 $\gamma_{l}^{*} = \left(\sum_{j=0}^{l} \gamma_{l}\right)^{-1} - \left(\sum_{j=0}^{l-1} \gamma_{j}\right)^{-1}.$

3 Зак. 273

Решение уравнения (11) найдем с помощью преобразования Лапласа:

$$Z_{k}(u) \leftarrow Z_{k}(p) = \frac{1}{p^{4} - k_{k}^{4}} \left[\sum_{r=0}^{3} p^{4-r} Z_{k}^{(r)}(0) + \sum_{r=1}^{3} \sum_{i=1}^{m} c_{ri}^{*} p^{4-r} e^{-pu}_{i} + k_{k}^{4} \sum_{i=1}^{m} a_{i} b_{i} \mathcal{M}_{i} Z_{k}(u_{i}) p e^{-pu}_{i} \right].$$

При этом

$$\frac{p^{4-r}}{p^4-k_k^4} \xrightarrow{\cdot} Y_r(u), \quad \frac{p^{4-r}e^{-pu_i}}{p^4-k_k^4} \xrightarrow{\cdot} Y_r(u-u_i) \ \sigma_0(u-u_i),$$

где Y_r(u) — функции Крылова:

$$Y_{0} = \frac{1}{2} (\operatorname{ch} k_{k} u + \cos k_{k} u), \quad Y_{1} = \frac{1}{2k_{k}} (\operatorname{sh} k_{k} u + \sin k_{k} u),$$
$$Y_{2} = \frac{1}{2k_{k}^{2}} (\operatorname{ch} k_{k} u - \cos k_{k} u), \quad Y_{3} = \frac{1}{2k_{k}^{3}} (\operatorname{sh} k_{k} u - \sin k_{k} u).$$

Таким образом,

$$Z_{h}(u) = \sum_{r=0}^{3} Z_{k}^{(r)}(0) Y_{r}(u) + \sum_{r=1}^{3} \sum_{i=1}^{m} c_{ri}^{*} Y_{r}(u-u_{i}) \sigma_{0}(u-u_{i}) + k_{k}^{*} \sum_{i=1}^{m} a_{i} b_{i} M_{i} Z_{k}(z_{i}) Y_{3}(u-u_{i}) \sigma_{0}(u-u_{i}).$$
(12)

Окончательно, исключив из формулы (12) промежуточные параметры $Z_{ku}^{(r)}(u_i - 0)$, получим следующее выражение для $Z_h(u)$:

$$Z_{h}(u) = \sum_{s=0}^{3} Z_{k}^{(s)}(0) \Phi_{s}(u), \qquad (13)$$

·

rдe

$$\Phi_{s}(u) = Y_{s}(u) + \sum_{r=1}^{3} \sum_{i=1}^{m} \eta_{ri}^{*} A_{irs} Y_{r}(u-u_{i}) \sigma_{0}(u-u_{i}) + k_{k}^{4} \sum_{i=1}^{m} a_{i} b_{i} M_{i} A_{i0s} Y_{3}(u-u_{i}) \sigma_{0}(u-u_{i})$$
(14)

— обобщенные функции Крылова, представляющие собой сплайны, непрерывные в точках $u = u_i$, $i = \overline{1, m}$. В формулу (14) входят следующие величины:

$$A_{irs} = Y_{su}^{(r)}(u_i) + \sum_{l=0}^{m} \sum_{j=1}^{i-1} \gamma_{lj}^{(r)}(u_i) A_{jls},$$

где
$$\eta_{lj}^{(r)}(u_i) = \eta_{lj}^* Y_{lu}^{(r)}(u_i - u_j)$$
 $(l = 1, 2, 3);$
 $\eta_{0i}^{(r)}(u_i) = a_j b_i M_i k_k^* Y_{3i}^{(r)}(u_i - u_i).$

Используя формулу обращения сплайна (7)

$$u=z+\sum_{i=1}^m\gamma_i^*(z-z_i)\,\sigma_0(z-z_i),$$

в выражениях (13) и (14) можно перейти к аргументу z и получить точное решение уравнения (6), имеющее единое зналитическое выражение для всего промежутка определения решения.

Следует отметить, что составляющие Z_1, \ldots, Z_n вектора Z(z)ортогональны с весом m(z):

$$\int_{0}^{l} m(z) Z_{h}(z) Z_{p}(z) dz = 0 \quad (k \neq p),$$

и для свободного крыла имеет место формула

$$\int_{0}^{l} Z_{k}^{2}(z) m(z) dz = \frac{l}{4} \frac{m_{0}}{EI_{0}} EI(l) Z_{k}^{2}(l).$$

Частоты собственных колебаний крыла определяются из характеристического уравнения

 $\Phi_0''(u_{\max}) \Phi_1'''(u_{\max}) - \Phi_0'''(u_{\max}) \Phi_1''(u_{\max}) = 0,$

где $u_{\max} = u(z_{\max})$.

Конечной целью вычислений является определение спектральной плотности $S_v(z, \omega)$ деформации упругой линии крыла v(z, t). Значение S_v(z, ω), а, следовательно, и корреляционной функции $R_v(z, \tau)$, дает возможность непосредственного вычисления аналогичных характеристик для перерезывающих сил, изгибающих моментов, нормальных и касательных напряжений в поперечных сечениях, которые возникают при движении упругого крыла в турбулентной атмосфере. Спектральная плотность $S_v(z, \omega)$ является исходной величиной при вычислении усталостной долговечности [7].

В настоящей работе изложен прием вычисления n-вектора Z(z), удовлетворяющего уравнению (2). Процедура определения спектральной плотности $S_v(z, \omega)$ по известному решению v(z, t) = $= Z^{T}(z) F(t)$ приведена в работах [2, 5, 7]. 3*

ЛИТЕРАТУРА

Taylor I. Manual on Aircraft Loads. AGAR — Dogroph 83, Pergamon Press, 1965. 350 p.

2. Ершов Б. А. Деформация упругого самолета при полете в турбулентной атмофере. — «Межвузовский сборник», вып. 61, 1976, с. 90—102 (ЛГМИ).

3. Гладкий В. Ф. Динамика конструкции летательного аппарата. М., «Наука», 1969. 495 c.

4. Колесников К. С., Сухов В. Н. Упругий летательный аппарат как объект автоматического управления. М., «Машиностроение», 1974. 266 с.
5. Ершов Б. А. Движение упругого крыла в турбулентной атмосфере. — «Труды ЛГМИ». 1974, вып. 51, с. 96—102.

6. Лазарян В. А., Конашенко С. И. Обобощенные функции в задачах механики. Киев, «Наукова думка», 1974. 189 с.

7. Ершов Б. А., Тимощенко О. М. Определение усталостной долговечности упругого крыла, движущегося в турбулентной атмосфере. — «Меж-вузовский сборник», 1976, вып. 61, с. 82—89 (ЛГМИ). 1
Б. Д. ПАНИН (ЛГМИ)

О РЕАЛИЗАЦИИ МЕТОДОВ ИНТЕРПРЕТАЦИИ СПУТНИКОВЫХ ДАННЫХ, СВОДЯЩИХСЯ К РЕШЕНИЮ КРАЕВЫХ ЗАДАЧ, ПРИ НЕПОЛНОМ ЗАДАНИИ ГРАНИЧНЫХ УСЛОВИЙ

Многие методы интерпретации спутниковой информации, обеспечивающие получение данных о полях давления, геопотенциала и ветра [5, 6], сводятся к решению задач Дирихле, Неймана или смешанной задачи для уравнения Пуассона, т. е. требуют задания соответствующих граничных условий. Однако во многих практически важных ситуациях, когда требуется произвести интерпретацию спутниковых данных в районах, где сеть метеорологических станций либо редкая, либо отсутствует, не всегда представляется возможность полностью задать граничные условия. В таких ситуациях, как правило, приходится иметь дело с достаточной или даже с избыточной информацией на одной части границ и с недостатком или с полным отсутствием информации на остальной части границы.

За последнее время подобные задачи, которые принято называть некорректными по Адамару, условно корректными или корректными по А. Н. Тихонову [7, 8], являются предметом широких исследований, и в этой области получены определенные результаты. В частности, появился ряд работ, посвященных исследованию единственности и устойчивости решения таких задач, предприняты попытки создания методов их численного решения, получивших название методов «квазиобращения» [1—4]. Понятие квазиобращения весьма близко к понятию регуляризации по А. Н. Тихонову [1, 3, 4, 8]. Приложение методов квазиобращения к задачам интерпретации спутниковых данных представляется целесообразным в условиях недостатка сведений на границах.

Рассмотрим возможности применения метода квазиобращения к задачам интерпретации, сводящимся к решению уравнения Пуаосона в случае, когда решение строится на прямоугольной сеточной области $G\left(-\frac{X}{2} < x < \frac{X}{2}, 0 < y < Y\right)$, а граничные условия могут быть заданы только на одной стороне этой области,

например, при y = 0. Задача формулируется следующим образом. Требуется определить функцию H(x, y), удовлетворяющую уравнению Пуассона

$$\nabla^2 H = f(x, y) \tag{1}$$

и граничным условиям

$$H(x, 0) = H_0(x);$$
 (2)

$$\frac{\partial H}{\partial x}(x, 0) = H_1(x), \qquad (3)$$

где f(x, y), $H_0(x)$ и $H_1(x)$ — заданные функции;

$$\nabla^2 H = \frac{\partial^2 H}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 H}{\partial y^2}$$

Эту некорректную по Адамару задачу заменим соответствующей задачей квазиобращения. В соответствии с общим подходом к построению решений методом квазиобращения введем функции $\rho_{\varepsilon_0}(x, y)$ и $M_{\varepsilon_0}(x, y)$:

$$\rho_{\varepsilon_{0}}(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\varepsilon_{0}} \left(\frac{X}{2} + x\right), & \text{если} - \frac{X}{2} < x < -\frac{X}{2} + \varepsilon_{0}, \\ \frac{X}{2}, & \text{если} - \frac{X}{2} + \varepsilon_{0} < x < \frac{X}{2} - \varepsilon_{0}, \\ \frac{1}{\varepsilon_{0}} \left(\frac{X}{2} - x\right), & \text{если} \quad \frac{X}{2} - \varepsilon_{0} < x < \frac{X}{2}; \end{cases}$$
(4)

$$\rho_{\varepsilon_{0}}(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\varepsilon_{0}}(Y-y) \frac{1}{\varepsilon_{0}}\left(\frac{X}{2}+x\right), & \text{если} - \frac{X}{2} < x < -\frac{X}{2}+\varepsilon_{0}, \\ \frac{1}{\varepsilon_{0}}(Y-y), & \text{если} - \frac{X}{2}+\varepsilon_{0} < x < \frac{X}{2}-\varepsilon_{0}, \end{cases} (5) \\ \frac{1}{\varepsilon_{0}}(Y-y) \frac{1}{\varepsilon_{0}}\left(\frac{X}{2}-x\right), & \text{если} \frac{X}{2}-\varepsilon_{0} < x < \frac{X}{2}; \end{cases}$$

$$M_{\varepsilon_{0}}(x, y) = \begin{cases} 0, \text{ если } -\frac{X}{2} < x < -\frac{X}{2} + \varepsilon_{0}, \\ \frac{1}{\varepsilon_{0}} \left(\frac{X}{2} - \varepsilon_{0} + x\right), \text{ если } -\frac{X}{2} + \varepsilon_{0} < x < -\frac{X}{2} + 2\varepsilon_{0}, \\ \frac{X}{2}, \text{ если } -\frac{X}{2} + 2\varepsilon_{0} < x < \frac{X}{2} - 2\varepsilon_{0}, \end{cases}$$
(6)
0, если $\frac{X}{2} - \varepsilon_{0} < x < \frac{X}{2};$

$$M_{\varepsilon_{0}}(x, y) = \begin{cases} 0, \ ec_{\pi H} - \frac{X}{2} < x - \frac{X}{2} + \varepsilon_{0}, \\ \frac{1}{\varepsilon_{0}} \left(\frac{X}{2} - \varepsilon_{0} + x\right) \frac{1}{\varepsilon_{0}} (Y - y), \ ec_{\pi H} - \frac{X}{2} + \\ + \varepsilon_{0} < x < -\frac{X}{2} + 2\varepsilon_{0}, \end{cases}$$
(7)
$$\frac{1}{\varepsilon_{0}} (Y - y), \ ec_{\pi H} - \frac{X}{2} + 2\varepsilon_{0} < x < \frac{X}{2} - 2\varepsilon_{0}, \\ \frac{1}{\varepsilon_{0}} \left(\frac{X}{2} - \varepsilon_{0} - x\right) \frac{1}{\varepsilon_{0}} (Y - y), \ ec_{\pi H} - \frac{X}{2} - \\ - 2\varepsilon_{0} < x < \frac{X}{2} - \varepsilon_{0}. \end{cases}$$

Для данной задачи можно различным образом построить квазиобращение. Применительно к задаче (1)—(3) рассмотрим следующие варианты квазиобращения:

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(\rho_{\varepsilon_0} \frac{\partial H_{\varepsilon}}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left(\rho_{\varepsilon_0} \frac{\partial H_{\varepsilon}}{\partial y} \right) - \frac{1}{\varepsilon_1} \left(\frac{\partial^2}{\partial x^2} + \frac{\partial^2}{\partial y^2} \right) \left(M_{\varepsilon_0} \frac{\partial^2 H_{\varepsilon}}{\partial x^2} + M_{\varepsilon_0} \frac{\partial^2 H_{\varepsilon}}{\partial y^2} \right) = \rho_{\varepsilon_0} f(x, y) - \frac{1}{\varepsilon_1} \left(\frac{\partial^2}{\partial x^2} + \frac{\partial^2}{\partial y^2} \right) \left[M_{\varepsilon_0} f(x, y) \right]; \quad (8)$$

$$H_{\varepsilon}(x, 0) = H_{0}(x); \qquad (9)$$

$$\frac{\partial H_{\varepsilon}}{\partial y}(x, 0) = H_1(x); \qquad (10)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(\rho_{\varepsilon_0} \frac{\partial H_{\varepsilon}}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left(\rho_{\varepsilon_0} \frac{\partial H_{\varepsilon}}{\partial y} \right) = \rho_{\varepsilon_0} f(x, y); \quad (11)$$

$$H_{s}(x, 0) = H_{0}(x);$$
 (12)

$$\frac{\partial H_{\varepsilon}}{\partial y}(x, 0) = H_1(x); \qquad (13)$$

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial^2}{\partial x^2} + \frac{\partial^2}{\partial y^2} \end{pmatrix} \left(M_{\varepsilon_0}^2 \frac{\partial^2 H_{\varepsilon}}{\partial x^2} + M_{\varepsilon_0}^2 \frac{\partial^2 H_{\varepsilon}}{\partial y^2} \right) = \\ = \left(\frac{\partial^2}{\partial x^2} + \frac{\partial^2}{\partial y^2} \right) \left[M_{\varepsilon_0}^2 f(x, y) \right];$$
(14)

$$H_{\varepsilon}(x, 0) = H_0(x); \qquad (15)$$

$$\frac{\partial H_{\varepsilon}}{\partial y}(x, 0) = H_1(x), \qquad (16)$$

где H_{ε} — квазирешение, т. е. решение задачи квазиобращения, ε_0 и ε_1 — произвольные сколь угодно малые функции.

Проведенные численные эксперименты показали, что решения задач квазиобращения (8)—(16) сходятся к решению задачи (1)—(3), т. е.

$$H_{\varepsilon} \rightarrow H$$
 при $\varepsilon_1 \rightarrow 0$, $\varepsilon_0 \rightarrow 0$.

После замены в уравнениях (8)—(16) производных конечными разностями решаются их конечно-разностные аналоги. Практически ε_0 выбирается так, чтобы на границе $\rho_{\varepsilon_0} = 0$, за исключением участка границы $y = 0, -\frac{X}{2} < x < \frac{X}{2}$ и во внутренних узлах G, где $\rho_{\varepsilon_0} = 1$; $M_{\varepsilon_0} = 0$ на границе и в ближайших к границе узлах G; в остальных узлах $M_{\varepsilon_0} = 1$. Это равносильно выбору $\varepsilon_0 = \Delta x = \Delta y$, если $X = Y\left(i = 1, 2, \ldots; j = 1, 2, \ldots; i = \frac{X}{\Delta x}; j = \frac{Y}{\Delta y}\right)$. Что касается ε_1 , то этот параметр должен выбираться в процессе решения. В частности, для определения ε_1 представляется целесообразным использовать условие

$$\min_{G} \max_{Q} \left| H_{\varepsilon_{1}}^{(\nu+1)} - H_{\varepsilon_{1}}^{(\nu)} \right| \leq \delta,$$

где $H_{\varepsilon_1}^{(v)}$ — квазирешение, соответствующее параметру $\varepsilon_1^{(v)}$; δ — постоянная сходимости; v — номер итерации по ε_1 . 40

Для решения конечно-разностных аналогов уравнений (8)---(16) применяется метод релаксаций. В качестве начальных приближений применительно к решениям относительно давления (геопотенциала) использовались поля климатических норм. Численные эксперименты с задачами (8)—(16), когда функция f (x, y) рассчитывалась по фактическим данным, показали, что сходимость квазирешений достигается во всех задачах (8)-(16).

Применение метода квазиобращения для интерпретации реальных спутниковых данных иллюстрируется таблицей.

Средние абсолютные ошибки интерпретации спутниковых данных за 26.5 1969 г. с использованием метода квазиобращения для сеточной области G размером 4800×4800 км² (16×16 узлов)

Элемент	Исходные данные									
	N	<i>L</i>	7^{*}_{8-12}	T * 3-30	K					
Р ₀₀ , мбар Н ₅₀₀ , м	9,5 68,5	6,9 53,1	10,8 73,9	11,9 77,6	4.7 49,2					

Здесь N— степень покрытия облачностью квадрата со стороной, равной шагу сетки;

$$L = qNh$$
,

где h — высота верхней границы облачности; q — весовой множи-

тель; $T^*_{\delta-12}, T^*_{3-30}$ — радиационная температура в участках спектра 8—12 и 3—30 мкм;

$$K = a \frac{N}{T_{8-12}^{*}} + b(cN + dT_{8-12} - e)(f + p \cdot \Delta T^{*}),$$

a, b, c, d, e, f, p — эмпирические коэффициенты;

$$\Delta T^* = T^*_{8-12} - T^*_{3-20}.$$

Приведенные в таблице данные получены для случаев, когда правая часть уравнения Пуассона рассчитывалась с использованием метода корреляции гармоник для коэффициентов разложения по полиномам Чебышева. Как видно из таблицы, в рассматриваемом случае квазирешение по точности практически не уступает решениям соответствующих корректных задач [7, 8].

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Лаврентьев М. М. О некоторых некорректно поставленных задачах математической физики. — В кн.: Некоторые вопросы прикладной и вычислительной математики. Новосибирск, 1966, с. 3—21.
- 2. Лаврентьев М. М. О задаче Коши для уравнения Лапласа. «Изв. АН СССР. Сер. матем. и механ.», 1956, 6, с. 819—842.
- 3. Латтес Р., Лионс Ж. Л. Метод квазиобращения и его приложения. М., «Мир», 1970. 336 с.
- 4. Лионс Ж. Л., Маджес Е. Неоднородные граничные задачы и их приложения. М., «Мир», 1970. 295 с.
- 5. Мусаелян Ш. А., Белинская А. А., Хазизова Н. С. О расчете полей, ветра и давления на одном уровне атмосферы по данным об облачности, получаемым с метеорологических спутников. — В кн.: Динамика крупномасштабных атмосферных процессов. М., «Наука», 1967, с. 43—57.
- 6. Мусаелян Ш. А. О восстановлении полей метеорологических элементов по данным наблюдений со спутников. «Труды ММЦ», 1968, вып. 30, с. 93—99.
- 7. Тихонов А. Н. О решении некорректно поставленных задач и методе регуляризации. — «ДАН СССР», 1963, 151, 3, с. 501—504.
- 8. Тихонов А. Н., Арсенин В. Я. Методы решения некорректных задач. М., «Наука», 1974. 223 с.

Б. Д. ПАНИН (ЛГМИ), Е. Т. НИКОНОВА (ВИКИ)

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ВЕРТИКАЛЬНОГО ПРОФИЛЯ ТЕМПЕРАТУРЫ И ГЕОПОТЕНЦИАЛА СТАТИСТИЧЕСКИМ МЕТОДОМ

В ряде работ [1, 5—9] показана эффективность статистического подхода к интерпретации спектральных измерений на основе уравнения переноса радиации. Использование априорной статистической информации в такого рода задачах позволяет достигнуть оптимальности решений соответствующих интегральных уравнений (в статистическом смысле) и обеспечить вычислительную устойчивость по отношению к ошибкам в исходных данных.

Статистический подход может быть использован также для непосредственных расчетов температуры по спектрам уходящего излучения с помощью регрессионного метода или методов, основанных на идеях оптимальной интерполяции [2, 3, 4, 10, 11]. Эффективность регрессионного метода убедительно доказана результатами расчетов температуры и геопотециала по спектрам уходящего излучения в 15 мкм полосе углекислого газа, полученным с помощью спутникового инфракрасного спектрометра (СИҚС) [11].

Следуя методу оптимальной интерполяции, рассмотрим многомерный вариант статистического анализа спектральных измерений. Задачу сформулируем следующим образом.

Требуется определить температуру на изобарических уровнях с помощью линейного соотношения

$$T'_{k} = \sum_{i=1}^{n_{k}} P_{i,k} \widetilde{J}'_{i}, \qquad (1)$$

где $J'_i = J'_i + \delta J_i$, $T'_k = T'_k - \delta T_k$; T'_k , J'_i — отклонения от норм температуры на изобарических уровнях и излучений в каналах СИКС; δT_k — ошибки определения температуры на изобарических уровнях по соотношению (1); δJ_i — ошибки измерений излучения в каналах СИКС; $P_{i, k}$ — весовые коэффициенты; $n_k < 7$ — число каналов, привлекаемых для определения температуры на изобарических уровнях.

Индексы k = 1, 2, ..., K соответствуют изобарическим уровням 1000, 850, 700, 500, 400, 300, 200, 100 мбар.

При решении рассматриваемой задачи из восьми каналов СИКС привлекаются только семь. Канал, в котором измеряется излучение в участке спектра с центром 11, 12 мкм (899,3 см⁻¹) используется для независимого определения температуры излучающей поверхности. Поэтому индексы i = 1, 2, ..., 7 соответствуют каналам 750,3; 714,3; 706,3; 699,3; 692,3; 677,8; 669,3.

Системы уравнений для определения коэффициентов имеют вид

$$\sum_{j=1}^{n_k} P_{j,h} \overline{J_i' J_j'} + 2 \sum_{j=1}^{n_k} P_{j,h} \overline{J_i' \delta J_j} + \sum_{j=1}^{n_k} P_{j,h} \overline{\delta J_i \delta J_j} = \overline{T_k' J_i} + \overline{T_k' \delta J_i} \quad (2)$$

(*i* = 1, 2, ..., *n_k*; *k* = 1, 2, ..., *K*).

В этих системах фигурируют ковариации ошибок излучений в различных каналах и ошибок с излучениями, а также ковариации температуры на изобарических уровнях с ошибками излучений.

Если, как обычно, принять, что ошибки случайны, то системы (2) упрощаются

 $\sum_{j=1}^{n_k} P_{j,k} \overline{J'_i J'_j} + P_{i,k} \overline{\delta J^*_i} = \overline{T'_k J'_i}$ (3) (*i* = 1, 2, ..., *n_k*; *k* = 1, 2, ..., *K*).

После деления всех членов систем (3) на дисперсию температуры $\overline{T'_{k}^{2}}$ получим

$$\lambda_{i,k} \left(\sum_{j=1}^{n_k} P_{j,k} \mu_{i,j} + P_{i,k} \eta_i \right) = v_{i,k}$$

$$(i = 1, 2, \dots, n_k; k = 1, 2, \dots, K),$$
(4)

где
$$\lambda_{i, k} = \sqrt{\frac{\overline{J_i'^2}}{\overline{J_k'^2}}}; \quad \eta_i = \frac{\overline{\delta J_i^2}}{\overline{J_i'^2}}; \quad \mu_{i, j} = \frac{\overline{J_i' J_j'}}{\sqrt{\overline{J_i'^2 J_j'^2}}}; \quad v_{i, k} = \frac{\overline{J_i' T_k'}}{\sqrt{\overline{J_i'^2 T_k'^2}}}$$

Меры ошибок вычисления T'_k с помощью соотношения (1) определяются формулой

$$\frac{\overline{\delta T_k^2}}{\overline{T_k'^2}} = 1 - \lambda_{i,k} \sum_{i=1}^{n_k} P_{i,k} \tau_{i,k} \quad (k = 1, 2, \ldots, K).$$
(5)

При получении систем (4) и формулы (5) полагалось, что имеет место локальная однородность и изотропность полей J' и T'_k относительно дисперсий и корреляционных функций. 44

Для формирования систем (4) и вычислений меры ошибок не-

обходимы дисперсии температуры $(\overline{T'_{k}}^{2})$, матрицы авгокорреляционных функций излучений $(\mu_{i,j})$ и взаимокорреляционных функций излучений с температурой $(v_{i,h})$, а такжпе отношения средних квадратических отклонений $(\lambda_{i,h})$. При реализации рассматриваемой задачи матрицы $\mu_{i,j}$, $v_{i,h}$

при реализации рассматриваемой задачи магрицы $\mu_{i,j}$, $v_{i,k}$ и $\lambda_{i,k}$ были взяты из работы [11], а $\overline{T'_k}^2$ — из «Атласа аэроклиматических характеристик над северным полушарием». (М., Гидрометеоиздат, 1964). В табл. 1 и 2 приведены матрицы v_i к и $\mu_{i,j}$ для двух периодов: май—июнь (A) и октябрь—ноябрь (B) в пределах широт 35° с. ш. — 55° с. ш., полученные по двум выборкам объемом в 700 измерений СИКС каждая в 1969 г.

Таблица 1

Матрица	взаимной	корреляции	излучений	С	температурой	$(v_{i,k})$
	J	цля V—VI (⊿	4) и Х—ХІ	(.	B)	

Уровни]	Каналы, с	M1		
мбар	669,3	677,8	692,3	699,3	706,3	714,3	750,0
			A		A4		
1000	0,69	-0,70	-0,74	0,73	0,35	0,74	0,91
8 50	-0,73	-0,79	-0,82	—0,78	0,50	0,86	0,91
700	0,80	-0,86	-0,90	-0,83	0,64	0,93	0,89
500	-0,81	-0,87	0,91	0,81	0,72	0,92	0,78
40 0	0,78	-0,85	-0,89	0,77	0,73	0,88	0,70
300	0,74	-0,81	-0,82	0,66	0,76	0,82	0,60
200	0,62	0, 67	0,80	0,87	-0,33	-0,71	-0,71
100	0,88	0,94	0,95	0,83	-0,66	-0,89	-0,80
		L · ·	В	•	• ·	1	•
1000	-0,06	0,37	-0,55	0,36	0,68	0,81	0,91
850	0,04	-0,39	-0,64	-0,48	0,75	0,91	0,95
700	-0,04	-0,40	-0,68	-0,53	0,76	0,93	0,94
500	-0,05	0,42	-0,69	-0,53	0,78	0,93	0,93
400	0,08	-0,42	0,68	0,50	0,79	0,92	0,91
30 0	-0,10	-0,43	-0,58	0,32	0,76	0,82	0,81
200	0,05	0,29	0,62	0,70	0,33	0,60	-0,58
100	0,14	0,51	0,76	0,60	0,67	0,86	-0,87
_	I 1				۱ ۰.	1 (A)	l. -, .'

Мера ошибки η_i полагалась равной 0,04.

. 45

and a second

Выбор оптимальных каналов (с точки зрения минимума ошибки), которые слеует привлекать для определения температуры на конкретных изобарических уровнях, должен производиться таким образом, чтобы обеспечивалась наилучшая взаимная корреляция ($v_{i, k}$) при минимальных значениях автокорреляции ($\mu_{i, j}$).

Таблица	2
---------	---

				^m 2, 3 ⁷		-,	(-)
Каналы, см ^{_1}	66 9 ,3	677,8	692,3	699,3	706,3	714,3	750,0
			A				
669,3	1,00	0,96	0.92	0,83	0,51	-0,78	0,73
677,8		1,00	0,96	0,87	-0,58	-0,84	_0,77
692,3		· · .	1,00	0,94	0,55	0,87	-0,82
699,3				1,00	0,29	-0,75	0,79
706,3				н н	1,00	0,78	0,50
714,3						1,00	0,88
750,0			<i>.</i>				1,00
	•		В	· . · ·			I.
669.3	1.00	0.84	0.59	0.40	0.06	-0.05	0.06
677.8	.,	1.00	0.89	0,71	-0.14	-0,36	-0,41
692,3			1,00	0,89	-0,30	-0,60	-0,64
699,3				1,00	0,02	0,38	-0,45

Матрица автокорреляции излучений (µ_{i, i}) для V-VI (A) и X-XI (B)

706,3				, 1 , 00 :	0,87	0,79
750,0					1,00	0,94 1,00
	l i	1				

Номера каналов, удовлетворяющих этим требованиям, указаны в табл. 3.

Результаты расчетов с привлечением трех «оптимальных» каналов иллюстрируются табл. 4, в верхней части которсй приведены меры ошибок в долях дисперсии, а в нижней — средние квадратические ошибки для пяти пунктов на территории США (Клоод, Фаллс, Капид Сити, Медланд, Монтгомери) по спектрам, полученным с помощью СИКС на орбитах № 59, 113, 126, 140 в 1969 г. Ошибки для этих пунктов получены путем сравнения расчетов с данными радиозондирования, которые по месту и времени соответствовали измерениями СИКС.

í

Таблица 3

	1							
				Кан	алы, см- ¹		·	
k	Уровни, мбар	669,3	677,8	692,3	699,3	706,3	714,3	750,0
		<i>i</i> =7	i=6	<i>i</i> =5	<i>i</i> =4	<i>i</i> =3	<i>i</i> =2	<i>i</i> =1
1	1000					AB	AB	AB
2	850		AB	AB	AB		AB	AB
3	700		A	. AB	В		AB	AB
4	500	A	. A'	AB	AB	AB	AB	AB
5	· 400	Α	A	AB	В	AB	AB	AB
6	300	A	AB	AB		AB	AB	AB
7	200	÷	A	AB	AB		AB	A <i>B</i>
8	100	Å	A	AB	В		AB	AB
		-		l	i			

Номера каналов (1) и уровни (k)

Буквы А и В указывают на принадлежность к выборкам.

Меры ошибок $rac{\overline{\delta T_R^2}}{\overline{T_k'^2}}$ и средние квадратические ошибки $\overline{\sigma T_R}$											
Урсвни, мбар	1000	850	700	500	400	- 300	200	100			
				A							
Меры ошибок	0,22	0,10	0,13	0,11 <i>B</i>	0,20	0,24	0,22	0,37			
	0,15	0,16	0,19	0,20	0,17	0,31	0,18	0,21			
Средние квадрати- ческие ошибки	3,8	1,4	1,9	1,1	1,7	3,2	1,6	2,7			
	са ца 1911 г. – 19					· .		nia an Natatr			

Если ориентироваться на дисперсии температуры для ETC, то мерам ошибок, приведенным в табл. 4, соответствуют средние квадратические ошибки, значения которых лежат в пределах $1,2 \div 4,0^{\circ}$. Наибольшие ошибки приходятся на нижнюю тропосферу и на уровни, расположенные вблизи тропопаузы. Средние квадратические ошибки для выборки A меньше, чем для выборки B. Этн 47

Таблица 4

ошибки сравнимы с ошибками термического зондирования другими методами [1, 5, 6, 9].

Известно, что при определении вертикальных профилей температуры по спектрам уходящего излучения основные трудности возникают при наличии облаков. Если иметь в виду интерпретацию ИК-спектров, то в этом случае наиболее плодотворным оказывается статистический подход [4, 5].

В рамках рассматриваемой задачи учет облачности не вызывает принципиальных затруднений. Действительно, среди используемых семи каналов имеются по крайней мере три (5, 6 и 7), излучение в которых практически не реагирует на наличие облачности основных форм и в то же время, как видно из табл. 1, коэффициенты корреляции для излучения в этих каналах с температурой на основных уровнях в летнее время не менее 0,62. В зимнее время коэффициенты корреляции излучений в каналах 5 и 6 с температурой лежат в пределах от 0,37 до 0,76. Поэтому представляется возможным решать рассматриваемую задачу при наличии облаков, используя измерения излучений только в трех каналах (5, 6, 7).

В табл. 5 приведены меры ошибок в долях дисперсии, полученные по результатам расчетов с использованием каналов 5, 6 и 7 для выборки *A* и каналов 5, 6 для выборки *B*.

Таблица 5

Меры ошибок $rac{\delta T_k^2}{{T_k'}^2}$											
Уровни, мбар	1000	850	700	500	400	300	200	100			
Меры ошнбок	0,26	0,22	0,19	A 0,12	0,18	0,24	0,22	0,37			
	0,46	0,39	0,32	0,29	0,23	0 ,3 3	0,23	0,21			

Как и следовало ожидать, точность определения температуры по излучениям в каналах 5, 6 и 7 для уровней 1000, 850 и 700 мбар оказывается ниже, чем в случае использования оптимальных каналов. Для дисперсий в пределах ЕТС, приведенным в табл. 6, мерам ошибок соответствуют следующие средние квадратические ошибки на уровнях 1000, 850 и 700 мбар: для выборки A -от 1,2 до 3,8°, для выборки B -от 2,8 до 4,5°. На остальных уровнях ошибки практически такие же, как и при использовании оптимальных каналов.

[

В заключение оценим возможности многомерного статистического анализа применительно к высотам изобарических поверхностей на основе метода оптимальной интерполяции с использованием статистических характеристик из работ [10, 11]. Схему анализа построим точно так же, как это было сделано для температуры.

Матрица взаимно-корреляционных функций излучений и высот изобарических поверхностей для двух выборок V—VI (A) и X—XI (B) 1969 г., заимствованная из работы [11], приведена в табл. 6. Как видно из этой таблицы, между излучениями и высотами имеет место достаточно тесная статистическая связь.

È

Таблица б

Ировни.			1	Каналы, сі	M1								
мбар	669,3	677,8	692,3	699,3	706,3	714,3	750,0						
A													
		t	l	I	l 1	1							
1000	0,09	0,10	-0,16	0,27	-0,28	-0,08	0,03						
850	-0,54	-0,57	-0,64	0,72	0,06	0,47	0,63						
700	-0,72	-0,77	-0,83	0,86	0,30	0,73	0,84						
500	0,81	-0,87	-0,92	0,90	0,49	0,87	0,89						
400	-0,83	-0,89	-0,94	-0,91	0,55	0,90	0,88						
300	0,84	-0,90	-0,95	0,89	0,61	0,92	0,86						
200	0,85	-0,92	-0,95	0,85	0,68	0,93	0,83						
100	0,82	0,88	-0,86	-0,71	0,71	0,89	0,78						
			В	l									
1000	0.00	-0.11	-0.30	-0.36	0.08	0.20	0.15						
850	-0.01	0.27	-0.54	0.51	0.43	0 61	0,60						
700	-0.02	-0.34	0.63	0.55	0.58	0.78	0.78						
500	-0.03	-0.38	0.69	-0.58	0.68	0.88	0.88						
400	-0.02	0.38	-0.67	0,56	0.68	0.87	0,87						
300	-0,05	0,41	-0.70	-0,56	0.73	0.91	0,80						
200	-0.05	-0.42	-0.69	0.51	0.77	0.92	0,92						
100	-0.01	0.36	0.57	-0.35	0.81	0.89	0.88						

Матрица взаимной корреляции излучений с высотой V-VI (А) и X-XI (В)

4 Зак. 273

	··· · -	1	Номера ка	налов (i)	и уровни	(k)		 .			
		Каналы, см-1									
k	Уровни, мбар	669,3	677,8	692,3	699,3	706,3	714,3	750,0			
	· · · ·	<i>i</i> =7	<i>i</i> =6	<i>i=</i> 5	<i>i</i> =4	<i>i</i> =3	<i>i=2</i>	<i>i</i> =1			
1	1000			AB	AB	A					
2	850	1	A	AB	AB	B	AB	AB			
3	700		AB	AB	AB	В	AB	AB			
4	500		AB	AB	AB	AB	AB	AB			
5	400	Α	В	AB	AB	AB	AB	AB			
6	300	Α	AB	AB	В	AB	AB	AB			
7	200	Α	AB	AB	AB	AB	AB	AB			
8	100	А	AB	AB	B	B	AB	AB			

В табл. 7 указаны номера каналов (*i*), которые удовлетворяют пребованиям наибольшей взаимной корреляции с высотой уровней (*k*). *Таблица 7*

Буквы A и B указывают на принадлежность к выборкам. Двойная линия разделяет каналы и уровни, для которых наблюдается наибольшая корреляция. *Таблица 8*

ôH?

	•	Меры	ошибок	$\frac{\partial H_k}{H_k'^2}$			14 14 14 14
1000	850	700	500	400	300	200	100
	, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,		4	- 			
0,32	0,17	0,16	0,14	0,12	0,14	0,17	0,22
			E	3			
0,26	0,14	0,19	0,10	0,13	0,11	0,12	0,18
			A	l		. *	
0,49	0,23	0,12	0,11	0,13	0,15	0,17	0,23
	•		E	3		•	
0,41	0,21	0,25	0,19	0,21	0,12	0,19	0,26
	-				·		11 - 11 - 11 11 - 11 - 11
	1000 0,32 0,26 0,49 0,41	1000 850 0,32 0,17 0,26 0,14 0,49 0,23 0,41 0,21	Меры 1000 850 700 0,82 0,17 0,16 0,26 0,14 0,19 0,49 0,23 0,12 0,41 0,21 0,25	Меры ОШИбок 1000 850 700 500 2 0,32 0,17 0,16 0,14 6 0,26 0,14 0,19 0,10	Меры ошнбок $\frac{OH_{k}}{H_{k}^{2}}$ 1000 850 700 500 400 A 0,32 0,17 0,16 0,14 0,12 B 0,26 0,14 0,19 0,10 0,13 A 0,26 0,14 0,19 0,10 0,13 B 0,41 0,21 0,25 0,19 0,21	Меры ошнбок $\frac{OH_k}{H_k^2}$ 1000 850 700 500 400 300 A B B B B B B B B B C A C A C A C B C <thc< th=""> <thc< th=""> C <thc< th=""></thc<></thc<></thc<>	Меры ошнбок $\frac{OH_k^2}{H_k^2}$ 1000 850 700 500 400 300 200 A </td

Результаты расчетов с привлечением трех каналов приведены в табл. 8. В верхней части этой таблицы указаны меры ошибок в долях дисперсии для решений, полученных с привлечением оптимальных каналов (в смысле наибольшей взаимной корреляции), а в нижней части — меры ошибок для решений с привлечением каналов 5, 6 и 7, излучение в которых не реагирует на облачность.

1 and

Этим мерам ошибок соответствуют теоретические средние квадратические ошибки, значения которых с учетом наблюдаемых дисперсий, по данным работы [12], лежат в пределах от 7,8 до 1,2 дам. Наибольшие ошибки соответствуют уровню 1000 мбар, высота которого слабо коррелирует с излучениями, и уровню 300 мбар, где велика дисперсия.

Из табл. 8 видно, что привлечение только каналов 5, 6 и 7 к решению не сопровождается значительным возрастанием ошибок, за исключением уровня 1000 мбар. Это свидетельствует о возможности реализации рассматриваемого метода как для безоблачных, так и для облачных условий.

Основным достоинством статистического метода является его универсальность, т. е. применимость как в безоблачных, так и в облачных условиях.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Богомолов О. С., Панин Б. Д. О сравнении методов решения задачи термического зондирования. «Изв. АН СССР. Физика атмосферы и океана», 1972, т. VIII, № 12, с. 1314—1318.
- 2. Гандин Л. С. Объективный анализ метеорологических полей. Л., Гидрометеоиздат, 1963. 287 с.
- Гандин Л. С "Болтенков В. П. К методе исследования трехмерной макроструктуры метеорологических полей. — «Труды ГГО», 1964, вып 165, с. 5—15.
- 4. Комаров В. С. О восстановлении вертикальных профилей температуры в условиях облачной атмосферы методом многомерной экстраполяции. — «Труды Всесоюзного научн.-исслед. ин-та гидромет. информации», 1974, вып. 9, с. 3—12.
- 5. Кондратьев К. Я., Тимофеев Ю. М. Термическое зондирование атмосферы со спутников. Л., Гидрометеоиздат, 1970. 410 с.
- 6. Малкевич М. С., Татарский В. И. Определение температуры и влажности земной атмосферы по измерениям излучения Земли со спутников. — В кн.: Исследования космического пространства. М. «Наука», 1965, с. 7—19.
- 7. Покровский О. М., Тимофеев Ю. М. Общий статистический подход к решению обратных задач атмосферной оптики. «Метеорология и гидрология», 1972, № 1, с. 44—52.
- 8. Покровский О. М. Сравнение статистических методов решения обратных задач атмосферной оптики. «Изв. АН СССР. Физика атмосферы и океана», 1972, т. 8, № 2, с. 231—234.
- 9. Турчин В. Ф., Малкевич М. С., Горчакова И. А. Применение статистической регуляризации к определению вертикального профиля температуры атмосферы. «Изв. АН СССР. Физика атмосферы и океана», 1969, т. 5, № 5, с. 453—468,

10. Смит У. П., Улф Х. М., Флеминг Х. Е. Восстановление профиля температуры по спутниковым измерениям для динамического прогноза. Journ. of App. Meteor., 1972, v. 11. № 1, p. 36—49.

 Смит У. П., Улф Х. М., Джекоб У. Д. Регрессионный метод вычисления профилей температуры и геопотенциальной высоты по наблюдениям спутникового спектрометра Нимбус-3. Month. Weath. Rev. 98, 1970, p. 73-87.

12. Олевская С. М. Статистическая структура поля геопотенциала (внетропические широты). — «Труды ГМЦ», 1974, вып. 123, с. 81—110.

Г. Ш. МУСАЕЛЯН (ЛВИКИ)

О ВОССТАНОВЛЕНИИ ПОЛЯ *Н*₅₀₀ ПО ДАННЫМ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ СПУТНИКОВ В ОКОЛОПОЛЯРНЫХ ОБЛАСТЯХ

Проблема восстановления поля геопотенциала изобарической поверхности 500 мбар по данным метеорологических спутников над районами с редкой сетью аэрологических наблюдений рассматривалась рядом авторов [1—5]. В этих работах соответствующая задача решалась либо для некоторой прямоугольной области, либо для полушария. Как в том, так и в другом случаях задача о восстановлении поля геопотенциала изобарической поверхности 500 мбар сводится к интегрированию уравнения Пуассона. При интегрировании уравнения в прямоугольной области обычно выбирался конечно-разностяный метод Либмана. Если же речь шла о полушарии, то задача решалась спектральным методом [2].

Ниже рассматривается задача о восстановлении поля H_{500} для некоторой области G. Северного полушария, ограниченной двумя кругами широт $\varphi_1 = 55^\circ$ с. ш. и $\varphi_2 = 85^\circ$ с. ш. (рис. 1).

1. Постанова задачи

Предполагается, что на границе области G, т. е. при $\varphi = \varphi_1$ и $\varphi = \varphi_2$ заданы значения искомой функции H_{500} , а внутри области известно распределение общей облачности в баллах $N(\theta, \lambda)$, а также распределение уходящего излучения в участках спектра 0,3—3; 8—12 и 3—30 мкм, которые обозначим через

$$J_{0,3-3}(\theta, \lambda), J_{8-12}(\theta, \lambda) \in J_{3-30}(\theta, \lambda),$$

где $\theta = \frac{\pi}{2} - \varphi$ — дополнение широты, а λ — географическая долгота.

При этих условиях требуется определить поле H_{560} внутри области G.

Математическая формулировка задачи сводится к построению в области *G* решения уравнения Пуассона

 $\Delta H = f(\theta, \lambda) \tag{1}$



Рис. 1. Поле H₅₀₀, восстановленное по предлагаемой методике. 12 сентября 1972 г.

При этом считается, что функция $f(\theta, \lambda)$ задана внутри области G всюду с шагом широты $\Delta \lambda = 10^{\circ}$ и вдоль меридиана $\Delta \theta = 5^{\circ}$. В уравнении (1)

$$\Delta \equiv \frac{\partial^2}{\partial \theta^2} + \operatorname{ctg} \theta \cdot \frac{\partial}{\partial \theta} + \frac{1}{\sin^2 \theta} \cdot \frac{\partial^2}{\partial \lambda^2}$$

есть оператор Лапласа в сферической системе координат. Очевидно, уравнение (1) может быть записано также в виде

$$\frac{\partial^2 H}{\partial \theta^2} + \operatorname{ctg} \theta \cdot \frac{\partial H}{\partial \theta} + \frac{1}{\sin^2 \theta} \cdot \frac{\partial^2 H}{\partial \lambda^2} = f(\theta, \lambda).$$
(3)

2. Формулировка соответствующей спектральной задачи

Нетрудно убедиться в том, что все рассматриваемые функции удовлетворяют условиям Дирихле и, следовательно, могут быть представлены рядами Фурье по синусам и косинусам. Таким образом, пусть для любого θ_i

$$H(\theta_{j}, \lambda) = \sum_{m} [H_{m}(\theta_{j}) \cos m\lambda + H'_{m}(\theta_{j}) \sin m\lambda], \quad (a)$$

$$j = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7.$$

$$f(\theta_{j}, \lambda) = \sum_{m} [f_{m}(\theta_{j}) \cos m\lambda + f'_{m}(\theta_{j}) \sin m\lambda], \quad (b)$$

$$j = 2, 3, 4, 5, 6.$$

$$(4)$$

Дважды продифференцировав обе части равенств (4а) и подставляя полученные результаты в (3) получим после элементарных преобразований

$$\sum_{m} \left[\left(\frac{d^{2}H_{m}}{d\theta^{2}} + \operatorname{ctg} \theta \, \frac{dH_{m}}{d\theta} - \frac{m^{2}}{\sin^{2}\theta} \, H_{m} \right) \cos m \, \lambda + \left(\frac{d^{2}H_{m}'}{d\theta^{2}} + \operatorname{ctg} \theta \, \frac{dH_{m}'}{d\theta} - \frac{m^{2}}{\sin^{2}\theta} \, H_{m}' \right) \sin m \, \lambda \right] = \sum_{m} \left(f_{m} \cos m \, \lambda + f_{m}' \sin m \, \lambda \right).$$

Теперь, приравнивая соответствующие коэффициенты при $\cos m\lambda$ и $\sin m\lambda$ в правых и левых частях последнего уравнения, получим следующую систему обыкновенных линейных дифференциальных уравнений с переменными коэффициентами для коэффициентов разложения искомой функции $H(\theta, \lambda)$:

$$\frac{d^{2}H_{0}}{d\theta^{2}} + \operatorname{ctg} \theta \cdot \frac{dH_{0}}{d\theta} = f_{0}(\theta), \quad \text{при } m = 0, \quad (a)$$

$$\frac{d^{2}H_{m}}{d\theta^{2}} + \operatorname{ctg} \theta \cdot \frac{dH_{m}}{d\theta} - \frac{m^{2}}{\sin^{2}\theta} H_{m} = f_{m}(\theta),$$

$$\text{при } m = 1, 2, \dots \quad (6)$$
(5)

$$\frac{d^2 H'_m}{d\theta^2} + \operatorname{ctg} \theta \cdot \frac{dH'_m}{d\theta} - \frac{m^2}{\sin^2 \theta} H'_m = f'_m(\theta),$$

при $m = 1, 2, \ldots,$ (в)

Прежде чем сформулировать граничные условия для функций $H_0(\theta)$, $H_m(\theta)$ и $H'_m(\theta)$, отметим следующее.

Предварительные расчеты показали, что для рассматриваемой здесь задачи достаточно ограничиться значениями $0 \leqslant m \leqslant 17$. 55 В целях упрощения дальнейшего изложения для v-й широты $\theta = \theta_{,}$ введем обозначения:

$$\begin{cases}
f_{m}(\theta_{v}) = f_{m}^{(v)}, & f'_{m}(\theta_{v}) = f'_{m}^{(v)}, \\
H_{m}(\theta_{v}) = H_{m}^{(v)}, & H'_{m}(\theta_{v}) = H'_{m}^{(v)} \\
v = 1, 2, 3, \dots, 7.
\end{cases}$$
(6)

Тогда легко убедиться, что заданными являются сведующие коэффициенты разложения правой части уравнения (3):

а также коэффициенты разложения функции $H(\theta, \lambda)$ на границах области G:

Отсюда спектральная задача, соответствующая задаче (1), (2), формулируется таким образом: требуется построить решение системы (5) при заданных граничных условиях (8), считая коэффициенты (7) известными.

Решая эту задачу, определим коэффициенты разложения (9) искомой функции, а следовательно, и саму функцию $H(\theta, \lambda)$. Сначала рассмотрим уравнение (5а) для нулевой гармоники (m = 0), которое, принимая во внимание, что заведомо $\theta \neq 0$, можно переписать в виде

$$\sin\theta \frac{d^2 H_0}{d\theta^2} + \cos\theta \frac{dH_0}{d\theta} = f_0(\theta) \sin\theta.$$
(10)

Это уравнение необходимо проинтегрировать с учетом граничных условий:

при
$$\theta = \theta_1$$
, $H_0(\theta_1) = H_0^{(1)}$ задано, (a)
при $\theta = \theta_7$, $H_0(\theta_7) = H_0^{(7)}$ задано. (б) (11)

Решение каждого из уравнений (5) можно построить, используя известные разностные методы (например, широко распространенный метод «прогонки»). Однако ниже излагается иной подход.

Вернемся к вопросу об интегрировании уравнения (10). Легко показать, что точное решение этого уравнения можно построить с помощью квадратур. Имеем

$$H_0(\theta) = -\int_{\theta_1}^{\theta} \frac{1}{\sin \theta'} \int_{\theta_1}^{\theta'} f_0(\theta'') \sin \theta'' \, d\theta'' \, d\theta' - C_1 \int_{\theta_1}^{\theta} \frac{d\theta'}{\sin \theta'} + C_2$$

Произвольные постоянные, определенные на основании (11), имеют вид:

$$C_2 = H_0^{(7)};$$

$$C_{1} = \frac{H_{0}^{(7)} - H_{0}^{(1)}}{\ln \frac{\lg \frac{\theta_{1}}{2}}{\lg \frac{\theta_{1}}{2}}}.$$

Таким образом, точное решение уравнения (10) определяется выражением

$$H_{0}(\theta) = -\int_{\theta_{7}}^{\theta} \frac{1}{\sin \theta'} \int_{\theta_{1}}^{\theta'} f_{0}(\theta'') \sin \theta'' d\theta'' d\theta' - \frac{H_{0}^{(7)} - H_{0}^{(1)}}{\frac{\operatorname{tg} \frac{\theta_{1}}{2}}{\operatorname{tg} \frac{\theta_{1}}{2}}} \int_{\theta_{7}}^{\theta} \frac{d\theta'}{\sin \theta'} + H_{0}^{(7)}.$$
(12)

Для интегрирования уравнения (5б) можно поступить, например, следующим образом. Предполагая функцию $H_m(\theta)$ предолженной четным образом,

представим ее в виде

$$H_m(\theta) = \sum_{k=0}^{6} \alpha_{m, k} \cos k\theta = \frac{\alpha_{m, 0}}{2} + \sum_{k=1}^{6} \alpha_{m, k} \cos k\theta, \quad (13)$$

где *k* — волновое число по θ .

Подставляя формулу (13) в уравнение (5б) и, для удобства изложения, введя обозначения

$$\sigma_{m,h}(\theta) = k^2 \cos k\theta + k \operatorname{ctg} \theta \sin k\theta + \frac{m^2}{\sin^2 \theta} \cos k\theta, \quad (a)$$

$$\delta_m(\theta) = \frac{m^2}{2 \sin^2 \theta}, \quad (b)$$

получим

$$\sum_{k=1}^{6} \sigma_{m, k}(\theta) \alpha_{m, k} + \delta_{m}(\theta) \alpha_{m, 0} = -f_{m}(\theta).$$
 (15)

Учитывая, что значения функции $f(\theta, \lambda)$ известны всюду внутри области G, запишем уравнение (15) для точек $\theta_2, \theta_3, \ldots, \theta_6$. С учетом приведенных в выражениях (6), (7) обозначений получим:

$$\sigma_{m,1}^{(2)} \alpha_{m,1} + \sigma_{m,2}^{(2)} \alpha_{m,2} + \sigma_{m,3}^{(2)} \alpha_{m,3} + \sigma_{m,4}^{(2)} \alpha_{m,4} + \sigma_{m,5}^{(2)} \alpha_{m,5} + \sigma_{m,6}^{(2)} \alpha_{m,6} + \delta_{m}^{(2)} \alpha_{m,0} = -f_{m}^{(2)},$$

$$\sigma_{m,1}^{(6)} \alpha_{m,1} + \sigma_{m,2}^{(6)} \alpha_{m,2} + \sigma_{m,3}^{(6)} \alpha_{m,3} + \sigma_{m,4}^{(6)} \alpha_{m,4} + \sigma_{m,5}^{(6)} \alpha_{m,5} + \sigma_{m,6}^{(6)} \alpha_{m,6} + \delta_{m}^{(6)} \alpha_{m,0} = -f_{m}^{(6)},$$
(16)

58 _è

где аналогично выражениям (6), (7) введены обозначения:

 $\mathfrak{G}_{m,k}(\theta_{\nu}) = \mathfrak{G}_{m,k}^{(\nu)}, \quad \delta_m(\theta_{\nu}) = \delta_m^{(\nu)} \quad \text{при } \nu = 2, 3, \ldots, 6.$

Перепишем теперь формулу (13), используя граничные условия (8):

$$\cos \theta_{1} \alpha_{m, 1} + \cos 2\theta_{1} \alpha_{m, 2} + \dots + \cos 6\theta_{1} \alpha_{m, 6} + \frac{1}{2} \alpha_{m, 0} = H_{m}^{(1)},$$

$$\cos \theta_{7} \alpha_{m, 1} + \cos 2\theta_{7} \alpha_{m, 2} + \dots + \cos 6\theta_{7} \alpha_{m, 6} + \frac{1}{2} \alpha_{m, 0} = H_{m}^{(7)}.$$
(17)

Объединив выражения (16) и (17), получим замкнутую систему семи линейных алгебраических уравнений для определения семи неизвестных коэффициентов $\alpha_{m,0}$, $\alpha_{m,1}$, $\alpha_{m,2}$, $\alpha_{m,3}$, $\alpha_{m,4}$, $\alpha_{m,5}$ и $\alpha_{m,6}$. Найдя коэффициенты $\alpha_{m,0}$, ..., $\alpha_{m,6}$ и подставляя их в формулу (13), получим приближенное решение уравнения (56). Аналогично строится решение уравнения (5в).

3. Результаты расчета

Перейдем теперь к изложению способов вычисления правой части уравнения (3), т. е. функции $f(\theta, \lambda)$, которая выше предполагалась известной и вычисляемой по измерениям с помощью аппаратуры метеорологических спутников. Это, как известно, можно сделать методом корреляции гармоник [1].

В ряде выполненных ранее работ [1] предполагалось вычислить функцию $f(\theta, \lambda)$ по данным общей облачности, получаемым с метеорологических спутников. Представляется целесообразным, кроме данных об облачности, привлечь также информацию об уходящем излучении с помощью следующей эмпирической формулы, предложенной Б. Д. Паниным:

$$f(\theta, \lambda) = a \frac{n}{J_{8-12}} + b \,\delta J + c \,J_{0,3-3} + d, \tag{18}$$

где n — количество облачности в долях единицы; $\delta J = J_{0,3-3} - J_{8-12}$, а $J_{0,3-3}$, J_{8-12} , J_{3-30} суть энергия уходящего излучения в участках спектра 0,3—3; 8—12 и 3—30 мкм соответственно.

Коэффициенты регрессии a, b, c и d были получены методом наименьших квадратов по фактическим значениям оператора Лапласа поля геопотенциала изобарической поверхности 500 мбар, вычисленным с помощью пятиточечной схемы, и входящим в фор-59 мулу (17) параметрам уходящего излучения. В результате были получены числовые значения этих коэффициентов:

a = 0.81; b = -42.0; c = 0.01 u d = 10.1.

Рассмотрим теперь пример расчета.

По данным метеорологического спутника «Метеор» об общей облачности и характеристиках уходящего излучения $J_{0.3-3}$, J_{8-12} и J_{3-30} за 12/IX 1972 г. с помощью формулы (18) была вычислена функция $f(\theta, \lambda)$ для области, ограниченной двумя кругами широт: $\varphi_1 = 55^\circ$ с. ш. и $\varphi_2 = 85^\circ$ с. ш. Значения геопотенциала H_{500} на границе области были заданы по результатам радиозондирования за 15 ч 12/IX 1972 г.



Рис. 2. Фактическое поле Н₅₀₀. 12 сентября 1972 г.

Далее по изложенной выше методике было восстановлено поле H_{500} внутри рассматриваемой области, которое представлено на рис. 1. Фактическое поле H_{500} за 15 ч. 12/1Х 1972 г. приведено на рис. 2. Сравнение этих двух полей показывает, что рассчитанное поле в общих чертах содержит основные крупномасштабные осо бенности фактического поля.

Для объективной оценки степени сходства восстановленного и фактического полей был использован широко применяемый в метеорологии качественный коэффициент корреляции

$$\rho = \frac{n_+ + n_-}{n_+ - n_-}$$

Здесь n_+ — число точек, где знаки вычисленного поля совпадают со знаками фактического поля, а n_- — число точек, где эти знакн противоположны. В данном случае значения ρ были вычислены для полей конечных разностей H_{500} вдоль кругов широт (ρ_{λ}) и вдоль долгот (ρ_{φ}) для всей области, исключая ее границы. Оказалось, что $\rho_{\lambda} = 0.76$, а $\rho_{\varphi} = 0.72$. Эти оценки следует считать как внолне удовлетворительные.

Следует отметить, что при восстановлении поля, представленного на рис. 1, не были использованы данные наблюдений об H_{500} внутри рассматриваемой области. Между тем, как показано в работе [3], использование фактических данных об H_{500} даже в нескольких точках позволяет существенно улучшить результаты расчета.

Автор выражает признательность Б. Д. Панину за руководство при выполнении данной работы.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Мусаелян Ш. А. Некоторые аспекты интерпретации и использования данных об облачности, получаемых с метеорологических спутников «ДАН СССР», 1965, т. 163, № 5.
- 2. Мусаелян Ш А., Белинская Л. В., Хазизова Н. С. О расчете полей ветра и давления на одном уровне атмосферы по данным об облачности, получаемым с метеорологических спутников. — В кн.: Динамика крупномасштабных атмосферных процессов. М., «Наука», 1967, с. 43—57.
- Мусаелян Ш. А., Апраушева Н. Н. О совместном использовании данных наблюдений со спутников и редкой сети аэрологических станций для восстановления полей метеорологических элементов. — «Труды ГМЦ», 1968, вып. 30, с. 93—99.
- 4. Панин Б. Д., Титов С. И. Численный анализ и прогноз полей метеорологических элементов. Л., изд-во ЛВИКА, 1969. 293 с.
- 5. Проблема SINAP. Гидрометеорология за рубежом. М., Гидрометцентр, 1969, вып. 3, с. 69-106.

М. А. ГЕРМАН (ЛГМИ), В. Ф. ГОВЕРДОВСКИЙ

НЕКОТОРЫЕ ВОПРОСЫ АВТОМАТИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКИ СПУТНИКОВОЙ ИНФРАКРАСНОЙ ИНФОРМАЦИИ

Инфракрасная аппаратура метеорологических спутников Земли (MC3) позволяет изучать пространственное распределение облачности, снежного и ледяного покрова, тепловых неоднородностей земной поверхности (моря и суши, очагов лесных пожаров) в темное и светлое время суток.

Для последовательного обзора Земли оптико-механическая система спутниковой инфракрасной аппаратуры осуществляет прямолинейное построчное сканирование луча визирования в обе стороны от проекции орбиты на земную поверхность. Строка сканирования охватывает некоторую площадь, ширина которой соответствует стороне квазиквадратного элемента разрешения ИК аппаратуры, а длина — ширине обзора, зависящей от величины угла сканирования и высоты полета спутника [2]. Расстояние между строками сканирования вдоль проекции траектории полета MCЗ определяется периодом T_1 сканирования, рациональный выбор которого соответствует минимизации разрыва между стронами, т. е. непрерывному последовательному обзору излучающей поверхности.

Амплитудная запись напряжения электрического сигнала на выходе аппаратуры формируется под воздействием флуктуаций инфракрасного излучения, фиксируемых при движении луча визирования вдоль строки сканирования. Некоторое перекрытие элементов разрешения в строке сканирования обеспечивает непрерывность изменения сигнала на приемнике излучения.

Комплексная схема автоматической обработки инфракрасной информации была рассмотрена В. Ф. Говердовским в работе [3]. В этой схеме можно наметить несколько этапов: сбор, регистрацию, подготовку к обработке данных спутниковых наблюдений, оценку качества, математическую обработку (отдельных реализаций записей сигнала со строк сканирования и ансамблей таких реализаций), представление результатов обработки и использование их при гидрометеорологическом обеспечении народного хозяйства. Каждый этап требует выполнения определенных операций первичной или вторичной обработки спутниковой инфгакрасной информации.

Алгоритм первичной обработки инфракрасной информации MCЗ предусматривает перезапись информации, подлежащей обработке, в память вычислительной машины, расшифровку временных меток, контроль и восстановление искажений информации, калибровку и тарировку измерений, выделение контрастов в поле излучения (радиационной температуры), формирование узлов регулярной сетки, осреднение, географическую привязку и представление результатов обработки [3]. В случае необходимости в алгоритме может быть предусмотрено введение поправок на поглощение инфракрасного излучения атмосферой, рассчитываемых любым методом.

Важной проблемой автоматической обработки спутниковой инфракрасной информации является проблема распознавания с помощью ЭВМ объектов по их собственному тепловому излучению.

Решение задачи автоматического распознавания излучающих объектов, например облачности, льда и т. п., должно быть основано на всестороннем анализе экспериментальной информации, отображающей основные процессы, определяющие состояние объектов распознавания.

Успешность решения проблемы распознавания определяется полнотой и адекватностью математического описания модели или класса опознаваемых объектов, свойствами используемых алгоритмов принятия решения, объемом и точностью исходной информации, ее согласованностью с математическим образом объекта: Здесь возникает очень важная для практических приложений, но ночти не исследованная задача выбора размерности пространства, в котором строится описание и производится опознавание излучающих объектов.

Современные метеорологические спутники Земли обеспечивают получение достаточно корректных данных в «окне прозрачности» атмосферы 8,0—12,0 мкм. Данные измерений поступают в виде инфракрасных снимков подстилающей поверхности и количественных значений радиационной температуры. Эти два вида ИК информации получили широкое применение в оперативной практике, так как они могут быть получены в любое время суток и в глобальном масштабе. Совместный анализ ИК снимков и полей радиационной температуры позволяет исследовать процессы собственного теплового излучения различных форм облаков и видов подстилающей поверхности. Кроме того, ИК данные дают возможность использовать математический метод распознавания объектов атмосферы и подстилающей поверхности.

Для решения проблемы автоматической обработки спутниковой инфракрасной информации могут быть использованы различные методы. Наиболее интересными, по нашему мнению, являются следующие три.

Первый из них связан с единым комплексным подходом к разработке отдельных задач на основе использования инфракрасных данных MC3. Эгот метод получил свое признание при оператив-

ном использовании различных видов спутниковых данных, включая ИК данные.

Интенсивность собственного теплового излучения объектов зависит от географического района их расположения, времени года и суток, а также от конкретной метеорологической обстановки [1], т. е. представляет собой случайную величину, для описания которой должны применяться статистические методы. Такой подход позволяет наметить второе направление для решения проблемы автоматической обработки инфракрасной информации, поступающей от МСЗ, которое заключается в широком внедрении статистических методов анализа поступающих данных. Однако здесь следует иметь ввиду, что использование статистических методов связано с определенными допущениями, характеризующими радиационную температуру как случайную величину. Исследование численных характеристик основных статистических параметров собственного теплового излучения объектов различного вида, определяющих свойства и особенности термической структуры излучающих поверхностей, открывает третий путь решения проблемы автоматической обработки спутниковой ИК информации, а именно — разработку методик использования излучения объектов в участке спектра 8-12 мкм для решения обратных задач спутниковой метеорологии.

Запись сигналов инфракрасной аппаратуры метеорологического спутника с каждой строки сканирования является реализацией стационарного случайного процесса, поскольку область определения *T* этого случайного процесса значительно меньше, чем временной масштаб процессов и явлений, под влиянием которых формируется тепловое излучение объектов. Другими словами, соблюдается необходимое постоянство условий в течение конечного промежутка времени получения сигнала.

Одним из важных параметров такой реализации случайного процесса будет постоянная составляющая электрического напряжения на выходе приемника инфракрасного излучения

$$u = \lim_{T \to \infty} \frac{1}{T} \int_{0}^{T} u dT, \qquad (1)$$

где *и* — мгновенные значения напряжения; *Т* — время записи сигнала.

Среднее значение (момент первого порядка), стационарного случайного процесса постоянно, а функция корреляции (момент второго порядка) зависит от разности аргументов.

Для определения статистических свойств стационарного случайного процесса необходимо осреднение по множеству реализаций, поэтому с теорией случайных процессов тесно связана эргодическая теория. При получении вероятностных характеристик эргодического стационарного процесса можно использовать либо

множество реализаций, либо одну реализацию, поскольку теоремой Биркгофа-Хинчина усганавливается равенство с версятностью единицы среднего по времени от одной реализации и среднего по пространству реализаций.

В исследовании инфракрасного излучения объектов различного вида по данным MC3 подавляющую роль играют стационарные случайные процессы, обладающие эргодическим свойством, поскольку почти всегда выполняется математическое условие этого свойства — убывание функции корреляции до нуля при стремлении к бесконечности временного интервала записи сигнала по строке сканирования.

Статистический последовательный знализ построчных записей сигналов инфракрасной спутниковой аппаратуры как метод исследования случайных процессов позволяет получить характеристические параметры излучения объектов различного вида, оценить статистическую надежность определения термической неоднородности излучения от каждого объекта, разработать метод автоматического объективного анализа и интерпретации спутниковой инфракрасной информации.

В качестве характеристик случайного процесса могуг быть использованы математическое ожидание, дисперсия (или среднее квадратическое отклонение), структурная и корреляционная (автокорреляционная) функции, а также спектральная плотность сигналов.

Здесь уместно подчеркнуть, что использование этих характеристик связано со свойствами стационарности и эргодичности процесса. В конкретном случае использование этих свойств при статистическом описании радиационных полей связано с определенным допущением.

Дисперсия характеризует разброс значений случайного процесса собственного теплового излучения относительно его среднего значения по всей области определения процесса.

Корреляционная (автокорреляционная) функция учитывает связь между значениями случайного процесса излучения при различных значениях временного аргумента, т. е. характеризует степень изменчивости излучения по всей области его определения. В общем (нестационарном) случае временная корреляционная функция зависит от двух аргументов t_1 , t_2 , а среднее значение uизменяется со временем. В случае стационарных случайных функций среднее значение постоянно

$$u(t) = \text{const},\tag{2}$$

а корреляционная функция зависит только от разности моментов времени: $\tau = t_2 - t_1$,

$$R(\tau) = \overline{u'(t_2) \, u'(t_1 + \tau)},\tag{3}$$

где u' = u - u — отклонение случайной функции от ее среднего значения.

5 Зак. 237

Кроме того, в случае нестационарных процессов необходимо иметь возможность воспроизведения внешних условий, при кото рых этот процесс протекает. В этом случае единственная возможность нахождения статистических характеристик процесса заключается в усреднении по большому числу реализаций, получаемых в одинаковых условиях.

Кроме того, в случае нестационарных процессов необходимо иметь естественное начало отсчета времени при рассмотрении каждой из реализаций; в противном случае при нахождении статистических характеристик произойдет усреднение по времени, и процесс невозможно будет отличить от стационарного.

Для устранения указанной трудности вместо корреляционных функций могут быть использованы так называемые структурные функции, введенные впервые А. Н. Колмогоровым [4]. Временная структурная функция случайной функции u(t) имеет вид

$$B(t_1, t_2) = [\overline{u(t_1) - u(t_2)}]^2.$$
(4)

Структурная функция характеризует в среднем интенсивность максимальных флуктуаций u(t) собственного излучения объекта, длительность (период) которых не превосходит по порядку величины разности $t_2 - t_1$. Медленные изменения собственного излучения объекта u(t), например изменения, связанные с суточным ходом, при не слишком больших значениях разности $t_2 - t_1$ не сказываются на величине структурной функции.

В общем (нестационарном) случае связь между $B(t_1, t_2)$ и $R(t_1, t_2)$ довольно сложная [5]. Но если функция u(t) — стационарная, то

$$B(\tau) = 2[R(0) - R(\tau)].$$
 (5)

Следует отметить, что определение структурных функций связано с меньшими погрешностями, поскольку в этом случае не сказываются ошибки в вычислении среднего значения случайного процесса излучения. Для полноты анализа полей теплового излучения системы «Земля—атмосфера» необходимо ввести спектральные характеристики.

Характеризуя случайный процесс с помощью слектральной функции, можно не учитывать, является ли этот процесс строго стационарным или стационарны лишь его приращения. Спектральная функция

$$\Phi(\omega) = \int_{-\infty}^{\omega} S(\omega) \, d\omega, \qquad (6)$$

где S(ω) — спектральная плотность случайного процесса u(t). При построении спектральной плотности аргумент t (время) обычно заменяется некоторой вспомогательной переменной

$$\omega = \frac{2\pi}{\tau}, \qquad (7$$

имеющей размерность частоты. Спектральную плотность можно определить либо через разложение реализаций случайного процесса в ряд Фурье, либо через преобразование Фурье корреляционной функции

 $S(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\omega\tau} R(\tau) d\tau.$ (8)

Измерение и запись флуктуаций инфракрасного излучения от различных объектов сопровождаются неизбежными случайными ошибками — шумом. Отделение полезного сигнала от шума составляет задачу фильтрации, которая разрешима благодаря тому, что спектральные плотности сигнала и шума разнесены по оси частот. Фильтрацию случайных процессов математически можно проводить либо сглаживанием, т. е. путем уменьшения спектральных компонент с высокой частотой, либо применением особых фильтров пропускания в определенном диапазоне частот. В практических задачах статистические фильтры чаще всего имеют вид весовых функций [6].

Различные реализации стационарного случайного процесса собственного теплового излучения объекта конкретного вида, представляющие собой сумму гармоник, не идентичны, так как отличаются друг от друга колебаниями амплитуды и фазы. Остается постоянной только одна «кажущаяся» или мгновенная частота процесса — число переходов случайной функции через нуль в единицу времени. За уровень, пересечение которого отмечается как нуль функции, в статистических исследованиях чаще всего принимается среднее значение случайного процесса [5]. Мгновенная частота и связанные с ней некоторые функционалы, являясь критериями принадлежности случайного процесса к определенному классу, позволяют более полно характеризовать случайный процесс.

Исходным материалом для исследования статистических характеристик сигналов, регистрируемых инфракрасной аппаратурой метеорологических спутников от излучающих объектов различного вида, послужили данные наблюдений, полученные от ИСЗ серии «Космос».

Основным объектом статистического последовательного анализа является случайная функция времени — запись сигналов спутниковой инфракрасной аппаратуры с каждой строки сканирования, представляемая в виде ряда дискретных случайных величин.

По ряду дискретных калиброванных случайных величин вычислялись математическое ожидание

5*								67
	engen – elek Theologie	ng≕ drad a 8€7£±30[5	$a_{\rm c} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n}$	$f(t_i)$	871 E. 2011 - 2	ោះ ខេត្ត។ ស្ ផ្ទេ ល គោជា	1 адин (11-Урн (9)
3	and diaman		1 n					

и дисперсия

$$D_{c} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} [f(t_{i})]^{2} - \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} f(t_{i})\right]^{2}, \qquad (10)$$

где n — длина ряда; $f(t_i)$ — значения случайных величин (амплитуд сигнала) в относительных единицах, через которые в свою очередь определялись среднее квадратическое отклонение

$$\sigma_{\rm c} = V D_{\rm c}$$

и коэффициент вариации

$$\beta=\frac{\sigma_{\rm c}}{a_{\rm c}}.$$

Для расчета структурной функции $B(\tau)$ использовалось соотношение

$$B(\tau) = \frac{1}{k} \sum_{i, j=1}^{k} [f(t_i + \tau_j) - f(t_i)]^2, \qquad (11)$$

где k=n-i, τ_j — изменяющийся интервал (шаг по времени); $f(t_i)$ и $f(t_i+\tau_j)$ — значения амплитуд сигнала в момент времени t_i и $t_i+\tau_j$.

Нормированная автокорреляционная функция $r(\tau)$ рассчитывалась по формуле

$$r(\tau) = 1 - \frac{B(\tau)}{2D_c}.$$
 (12)

Спектральная плотность пульсаций амплитуды сигнала вычислялась через автокорреляционную функцию, аппроксимируемую на элементарных участках $\Delta \tau = \tau_{m+1} - \tau_m$ линейной зависимостью

$$r(\tau) = r(\tau_m) - \frac{r(\tau_m) - r(\tau_{m+1})}{\Delta \tau} (\tau - \tau_m), \qquad (13)$$

где т — текущий параметр.

1.1.1.1

В этом случае формула для расчета спектральной плотности имеет вид

$$S(\omega_j) = \frac{1}{\pi \omega_j} \left\{ r(\tau_n) \sin \omega_j \tau_n + \frac{1}{2\pi \omega_j} \frac{r(\tau_m) - r(\tau_{m+1})}{\Delta \tau \omega_j} \left(\cos \omega_j \tau_{m+1} - \cos \omega_j \tau_m \right) \right\}.$$
 (14)

Вследствие конечности и дискретности ряда случайных величин, представляющего непрерывный случайный процесс — запись флуктуаций излучения вдоль строки сканирования, эффективность 68

оценки спектральной плотности (14), вообще говоря, снижается. Поэтому для некоторых излучающих поверхностей в порядке эксперимента использовалось соотношение

$$S(\omega) = \int_{-t}^{t} \left(1 - \frac{\Delta \tau}{T}\right) r(\tau) \left[0.54 + 0.46 \cos \frac{\pi \tau}{t}\right] e^{t\tau \omega} d\tau, \quad (15)$$

которое обеспечивает достаточную плавность кривой спектральной плотности, так как производит фильтрацию случайного процесса [5].

Критериями инвариантности случайного процесса являются его мгновенная частота

$$\rho_0 = \sum_{i=1}^k \omega_i u_i^2 \tag{16}$$

и мгновенная частота ρ_1 однократно дифференцированного случайного процесса, рассчитываемая по формуле

$$\rho_{1} = \frac{\sum_{i} \sum_{k} \omega_{i}^{2} \omega_{k} u_{i} u_{k} \cos (\omega_{i} - \omega_{k}) t}{\sum_{i} \sum_{k} \omega_{i} \omega_{k} u_{i} u_{k} \cos (\omega_{i} - \omega_{k}) t}, \qquad (17)$$

пде u_i — случайные значения амплитуды сигнала; ω_i — круговая частота, задаваемая дискретно; t — время.

На основе этих характеристик строится функционал

terrest and a second a s

$$\eta_{1,0} = \frac{\rho_1}{\rho_0} \,. \tag{18}$$

В качестве статистических параметров, характеризующих свойства сигналов по результатам расчетов для каждой реализации случайного процесса излучения с любой строки сканирования, определялись и рассматривались: математическое ожидание a_c , среднее квадратическое отклонение σ_c , коэффициент вариации β , начальное значение структурной функции B_1 , абсолютное значение максимума структурной функции B_{max} , время насыщения структурной функции B_{max} , время насыщения структурной функции $t_{B_{max}}$, время полного затухания корреляции $t_{r=0,5}$, время полного затухания корреляции $t_{r=0}$ и мгновенная частота ρ_0 .

В процессе исследования рассматривался также вид кривой функционала $\eta_{1,0}$.

Для всех перечисленных параметров в пределах излучающей поверхности одного вида определялись характеристики их экспериментальных распределений: начальные $(a_{19}, a_{29}, a_{39}, a_{49})$ и центральные (m_{29}, m_{39}, m_{49}) моменты, коэффициенты асимметрии γ_{19} и эксцесса γ_{29} , среднее квадратическое отклонение σ_9 , а также оценивались доверительные интервалы определения $(a_{19}, a_{19}, a_{19}, a_{19}, a_{19}, a_{19}, a_{19}, a_{19}, a_{19})$ с вероятностью 95%.



Рис. 1. Спутниковые и приземные данные района Средиземного моря: а — ИК снимок; б – поле осредненной радпационной температуры; в – карта исфанализа; в синоптическая карта

Рассмотрим сгатистические характеристики, представляющие излучение относительно однородной поверхности Средиземного моря при безоблачной погоде. На рис. 1 приведены: инфракрасный снимок, полученный с МСЗ; поле осредненной радиационной температуры, рассчитанное с помощью электронной вычислительной машины по спутниковым измерениям; карта нефанализа и синоптическая карта. Для этого случая произведен полный расчет всех статистических нараметров и их распределений. Результагы вычислений представлены в табл. 1.

й поверхности в ясную погоду		Среднее квадратическое отклонение Коэффициент интервал интервал		$ = \left[\begin{array}{c c} m_{13} \\ m_{13} \\ \end{array} \right] S_{3}^{-} \left[\begin{array}{c} S_{3} \\ S_{3} \\ \end{array} \right] S_{3}^{+} \left[\begin{array}{c} 7_{13} \\ 7_{13} \\ \end{array} \right] $		34 3.35 0.89 1.08 1.27 0.087 0.008	19 9,01 1,03 1,25 1,47 0,013 0,011	0,069 0,34 0,41 0,48 0,087 0,009	0-7 5.10-9 0,0054 0,0066 0,0078 0,035 -0,008	22 0,37 0,38 0,46 0,54 0,275 0,083:	06 62,04 1,74 2,12 2,50 0,106 0,001	302 0,0001 0,072 0,088 0,104 -0,041 -0,022	001 0.00004 0.049 0.059 0.069 0.083 0.009	012 0.00098 0.127 0.154 0.181 0.043 -0.021	
з ясную пого		Средне квадратич отклоне	Доверителы интервал	3 ⁻ S _a		89 1,08	03 1.25	34 0,41	0054 0,0066	38 0,46	74 2,12	072 0,088	049 0,059	127 0,154	· · ·
оверхности в		Центральные моменты		2 Et <i>m</i>	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	3,35 0,	9,01 1,	0,069 0,	5.10 ⁻⁹ 0,	0,37 0,	62,04 1,	0,0001 0,0	0,00004 0,	0,00098 0,	
юрской п	Параметры		Центральн моменты	<i>m</i> 3э		0,84	-0,19	0,047	2.10-7	0,22	7,96	-0,0002	0,0001	0,0012	
учения м				m23		1,16	1.57	0,17	0,00004	0,22	4,50	0,008	0,004	0,024	
еристики изл				6 (73)	 	354087,4	14001380,9	10,94	8.10-7	2,47	* 06' 268	0,003	0,0006	0,045	
ие характе		оменты		6 3		1447,2	228747.71	5,54	0,00002	1,33	128,46	0,011	0,003	0,084	
атистическ		(2.71bHbfe M	,	6 <u>6</u> 7)		592,67	3738,7	2,95	0,0008	0,91	20,82	0,044	0,018	0,170	
Ста		Нач	іьный ал	$a_{1_3}^+$		24,59	61,44	1,77	7 0 ,02 9	0,94	4,57	0,212	1 0,136	0,420	
			верител интерв:	¢la		24,32	61,13	1,67	5 0,027	0,83	4,04	8 0,190	6 0,121	2 0,381	:
	• •		оД	al ₃		24,05	60,82	1,57	0,02	0,72	3,51	, 0, 16	5 0,100	0,34	· ·
	: -:	сика	гэндэтх	16qeX		60	ac	gc	o <u>.</u>	B_1	B_{\max}	$t_{B_{ m inac}}$	$t_{r=0,1}$	$t_{r=0}$	71

Ταблица Ι

71

Анализ многочисленных статистических характеристик излучения различных облачных полей и подстилающих поверхностей свидетельствует о том, что наиболее репрезентативной характеристикой распределения неоднородностей в собственном тепловом излучении естестьенных объектов является построчное изменение абсолютного максимума структурной функции В_{тах} Чувствительны к видоизменению излучающей поверхности и такие характеристики сигналов спутниковой ИК аппаратуры, как среднее квадратическое отклонение ос и коэффициент вариации в. Следует отметить, что по мере увеличения облачности эти параметры пропорционально возрастают и достигают, например, в зоне облачной системы кучевых форм почти пятикратного превышения по сравнению с малооблачным районом. С увеличением неоднородности в излучении естественного объекта возрастает также различие в значениях мгновенной частоты ρ₀ для прямых и обратных строк сканирования, причем для облачности характерны большее среднее значение параметра ро и большая его изменчивость. Термическая структура и степень неоднородности естественного объекта оказывают существенное влияние и на временные параметры сигналов ИК аппаратуры МСЗ. Так, при увеличении неоднородности излучения время ослабления корреляционной связи наполовину $t_{r=0.5}$ и время полного затухания корреляции $t_{r=0}$ сокращается. Математическое ожидание ас и начальные значения структурной функции В1 от степени неоднородности излучения естественных объектов практически не зависят.

В качестве примера рассмотрим статистические характеристики излучения морской поверхности в ясную погоду (табл. 1). Нетрудно видеть, что данные табл. 1 хорошо дополняют приведенный выше анализ.

Представляет интерес характер построчного изменения ряда статистических параметров излучающей поверхности моря при безоблачной погоде (рис. 2). Анализ кривых, помещенных на рис. 2, указывает на определенное изменение статистических параметров сигналов в строках сканирования. Эти изменения хорошо характеризуют излучение не только открытого моря, но и попадающего в поле зрения аппаратуры острова Крит. Последнее обстоятельство нам представляется чрезвычайно важным, особенно в тех случаях, когда идет съемка в ИК диапазоне с МСЗ больших площадей лесного массива с целью обнаружения очагов лесных пожаров.

Обработка и анализ инфракрасной информации, полученной при наличии облачности над морской поверхностью, позволяет указать на особенности изображений и интенсивности излучений различных форм облаков. Так, анализ спектральных функций интенсивности излучения слоистых облаков на фоне моря, когда количество этой облачности возрастает (от небольшой до значительной), свидетельствует о росте интенсивности излучения. Однако при увеличении облачности до сплошной отмечается не-72
которое уменьшение величины интенсивности. Возможно, что этот факт связан с определенными особенностями излучения слоистой облачности, которые нуждаются в дополнительном исследовании и подтверждении. Необходимо также отметить, что закономерность изменения интенсивности собственного излучения различных



Рис. 2. Статистические характеристики радиационной температуры поверхности моря при безоблачной погоде

форм облаков различна. Для одного и того же количества облачности энергия пульсации собственного теплового излучения кучевой и слоисто-кучевой облачности больше, чем у слоистых облаков. Рассматривая особенности спектральных кривых излучения, следует указать, что в области высоких частот почти для всех вычисленных кривых отчетливо прослеживаются квазилинейные участки (в билогарифмическом масштабе), которые соответствуют степенной зависимости с показателем степени около 1,67, причем отклонения от этой величины обычно не превышают более 3%.

В области низких частот для некоторых видов излучающих поверхностей (имеется в виду облачность) кривые спектральных функций имеют хорошо выраженный максимум. Отметим также, что энергия флуктуаций собственного теплового излучения естественных объектов различного вида, например различных форм

облаков, прямо пропорциональна средней дисперсии построчных записей сигналов спутниковой инфракрасной аппаратуры. Так, незвисимо от количества облаков наибольшая энергия наблюдается у кучевой облачности, несколько меньшая — у слоистокучевых облаков и относительно небольшая — у слоистых.

Таким образом, исследования показали следующее:

— репрезентативной характеристикой распределения неоднородностей в собственном тепловом излучении объектов является построчное изменение абсолютного максимума структурной функции $B_{\rm max}$. Кроме того, к видоизменению излучающей поверхности чувствительны и такие характеристики сигналов спутниковой ИК аппаратуры как среднее квадратическое отклонение σ_c , коэффициент вариации β и мгновенная частота ρ_0 ;

— в условиях безоблачной погоды математическое ожидание сигналов спутниковой инфракрасной аппаратуры, регистрирующей собственное тепловое излучение объектов, зависит от широты района наблюдения и теплосодержания объекта;

— накопление статистических данных для конкретных естественных объектов позволит решить задачу корректного опознавания различных форм облачности, подстилающих поверхностей, штормовых явлений, лесных пожаров и т. п.

ЛИТЕРАТУРА

1. 1. S. L

and a contract and it is served

74

1. Борисенков Е. П., Доронин Ю. П., Кондратьев К. Я. Структурные характеристики полей уходящей радиации по данным ИСЗ «Тайрос-II» и «Тайрос-III». — «Космические исследования», 1965, т. 3, вып. 3, с. 433—443.

2. Герман М. А. Спутниковая метеорология. Л., Гидрометеоиздат, 1975. 363 с.

- Говердовский В. Ф., Панин Б. Д. Автоматическая обработка инфракрасной информации, поступающей от метеорологических спутников. — «Труды ГГО», 1968, вып. 221, с. 30—37.
- 4. Колмогоров А. Н. Локальная структура турбулентности в несжимаемой жидкости при очень больших числах Рейнольдса. «ДАН СССГ». 1941, т. 30, № 4. 299 с.

5 Матвеев Л. Т. Курс общей метеорологии. Л., Гидрометеоиздат, 1976. 640 с. 6. Свешников А. А. Прикладные методы теории случайных функций. М., «Наука», 1968. 464 с.

and the second particular second states

Л. М. МИТНИК (ЛГМИ), Н. Ф. КУХАРСКАЯ (ИРЭ АН СССР)

ВОЗМОЖНОСТИ ОЦЕНКИ ПОЛНОЙ МАССЫ ВОДЯНОГО ПАРА В АТМОСФЕРЕ ПО ВАРИАЦИЯМ ФАЗОВОГО ЗАПАЗДЫВАНИЯ РАДИОВОЛН

Отличие коэффициента преломления воздуха n от единицы приводит к фазовому запаздыванию радиоволн, величина которого зависит от метеорологических параметров атмосферы вдоль направления распространения и от длины волны λ . Величина фазового запаздывания обратно пропорциональна значению λ и прямс пропорциональна электрической длине пути ΔL , которая представляет собой разность между фазовым путем и геометрическим расстоянием

$$\Delta \varphi = \frac{2\pi \Delta L}{\lambda}; \qquad (1)$$

$$\Delta L = \int_{L} [n(l) - 1] dl, \qquad (2)$$

где *L* — длина пути радиоволн.

- otel planetic i planet できた 副 relation that

يعون الداخر ال

en en la companya de la comp

> 1 - 1 - 1 1

. .

Величина ΔL может быть записана в виде суммы «сухой», «влажной» и «облачной» компонент

$$\Delta L = \Delta L_{\rm cyx} + \Delta L_{\rm BJ} + \Delta L_{\rm obj} \,. \tag{3}$$

Для частот ниже 50 ГГц справедливо [1-3]:

$$\Delta L_{\rm cyx} = 7,76 \cdot 10^{-5} \int \frac{P(l)}{T(l)} dl; \qquad (4)$$

$$\Delta L_{\rm B,II} = 0.373 \int_{L} \frac{e(l)}{T^{2}(l)} dl; \qquad (5)$$

$$\Delta L_{o\delta\pi} = 1, 5 \cdot 10^{-7} \int_{L} \times \frac{\{\varepsilon'_{\lambda} [T(l) - 1] - 1\} \{\varepsilon'_{\lambda} [T(l) + 2]\} + \varepsilon''_{\lambda} [T(l)]\}}{\{\varepsilon'_{\lambda} [T(l) + 2]\}^{2} + \varepsilon''_{\lambda} [T(l)]} w(l) dl =$$

$$= 1,5 \cdot 10^{-7} \lim_{l} a_{\lambda} [T(l)] w(l) dl.$$
(6)

Здесь T — температура в градусах Кельвина; P и e — давление и упругость водяного пара в миллибарах; ϵ'_{λ} и ϵ''_{λ} — действительная и мнимая части относительной комплексной диэлектрической проницаемости капелек воды в облаке; w — водность облака в г/м³.

Для электромагнитной волны, распространяющейся перпендикулярно земной поверхности, величина электрической толщи атмосферы в зависимости от метеорологических условий меняется примерно от 2,2 до 2,7 м. Хотя основной вклад в величину ΔL дает «сухая» составляющая (\sim 2,2—2,35 м), вариации ΔL обусловлены преимущественно «влажной» составляющей [8].

Проанализируем связь отдельных составляющих электрической толщи с метеорологическими параметрами атмосферы. Величина $\Delta L_{\rm суx}$ сильно коррелирована со значениями температуры T(0) и давления P(0) у земной поверхности. Модельные расчеты показали, что погрешность оценки $\Delta L_{\rm суx}$ по известным значениям T(0) и P(0) не превышает 1 см [8].

Обратимся к облачному компоненту. Подынтепральное выражение в формуле (6) отлично от нуля только внутри облачного слоя, где w(l) > 0. На основании обобщенной теоремы о среднем соотношении (6) можно представить в виде

$$\Delta L_{\rm ob\pi} = 1.5 \cdot 10^{-7} \cdot a_{\lambda} [T(l)] Q, \tag{7}$$

где T(l) — эффективная температура капелек воды в облаке, которая определяется вертикальными профилями температуры и водности, а Q = w(l) dl — интепральная водность облака вдоль направления распространения электромагнитной волны.



Зависимость облачной составляющей электрической длины пути радиоволн в атмосфере от частоты:

$$1 - t = 20^{\circ} \text{ C};$$
 $2 - t = 0^{\circ} \text{ C};$ $3 - t = -20^{\circ} \text{ C};$
 $4 - t = -30^{\circ} \text{ C}$

и в зависимости от длины волны и температуры меняются примерно от 0,16 до 0,33 см. 76

На рисунке изображено семейство функций $\Delta L_{\text{обл}} =$ = f(v, t) для различных температур t и Q = 1 кг/м². Значения єї и єї в функции от частот у и температуры капелек t рассчитывались с использованием аппроксимаций, приведенных в монографии [6]. Из рисунка следует, что облачность является для радиоволн диспер-гирующей средой, причем с понижением температуры дисперсионные свойства усиливаются. Однако сами значения $\Delta L_{
m od\,\pi}$ невелики

Рассмотрим теперь влажную составляющую электрической толщи атмосферы. В отличие от $\Delta L_{\rm сух}$ погрешность оценки $\Delta L_{\rm вл}$ по приземным значениям метеоэлементов может достигать 10 см [8], так как упругость *e* (о) во многих случаях слабо коррелирована с вертикальным профилем *e*(*h*).

Выразим $\Delta L_{\rm BJ}$ через полную массу водяного пара в атмосфере

$$W = \int_{0}^{\infty} \rho(h) \, dh, \tag{8}$$

где $\rho(h)$ — вертикальный профиль абсолютной влажности.

Подставляя в формулу (5) $e = \frac{\rho T}{217}$ и $T(h) = T(0) - \alpha(h)$, по-

лучим после несложных преобразований [5]

$$\Delta L_{BJI} = \frac{1.72 \cdot 10^3}{T(0)} W(1+\beta), \qquad (9)$$

где $\beta = \frac{1}{WT(0)} \int_{0}^{\infty} \alpha(h) \rho(h) dh$ — коэффициент, зависящий от

вертикальных профилей температуры и влажности.

Чтобы оценить погрешность определения полной массы водяного пара по измеренным значениям $\Delta L_{\rm BJ}$ (или по величине влажной составляющей фазового запаздывания $\Delta \phi_{\rm BJ}$ — см. выражение (1)), обусловленную вариациями вертикальных профилей метеоэлементов, были выполнены расчеты $W^{\rm p.3}$ и $\Delta L_{\rm BJ}^{\rm p.3}$ по радиозондовым данным. Для расчета было взято 200 случаев радиозондирования атмосферы в различных районах земного шара 23—25 сентября 1968 г. Радиозондирование выполнялось в различные сроки в условиях ясной и облачной погоды. В рассматриваемой выборке значения T(0) менялись от 257 до 303,6 K, $\rho(0)$ — от 1,1 до 25 г/м³ и W — от 0,15 до 6,5 г/см².

Значения $W^{p.3}$ и $\Delta L^{p.3}_{B,\pi}$, полученные путем численного интегрирования выражений (5) и (8), были затем обработаны по методу наименьших квадратов, чтобы определить оптимальное значение коэффициента β , соответствующее минимальной величине средне-квадратического отклонения

$$\sigma_{W} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} \left[W_{i}^{\text{p. 3}} - \frac{\Delta L_{\text{Ba }i}^{\text{p. 3}} T_{i}(0)}{1,72 \cdot 10^{3} (1+\beta)} \right]^{2}}.$$
 (10)

В результате расчета было получено: $\beta_{\text{онт}} \simeq 0.044$; $\sigma_W = 0.03$ г/см²; максимальная ошибка — 0.08 г/см². Если считать, что значения $\Delta L_{\text{вл}}$ и T(0) известны точно, а $\beta = \beta_{\text{онт}}$, то коэффициент корреляции между полной массой водяного пара в атмосфере и влажной составляющей электрической длины пути будет равен ~ 0,9998.

Для сравнения укажем, что среднеквадратическая погрешность оценки полной массы водяного пара в атмосфере только по приземным значениям температуры и влажности составила для рас-сматриваемой выборки $\sim 0,72$ г/см², максимальная ошибка оказа-лась равной $\sim 2,1$ г/см², а коэффициент корреляции между величинами W и $\rho(0) - \sim 0.91$.

Высокий коэффициент корреляции между величинами W и $\Delta L_{\scriptscriptstyle BJI}$ означает возможность определения полной массы водяного пара в атмосфере по измеренным значениям $\Delta L_{вл}$ и наоборот [5]. Чтобы выделить влажную составляющую электрической длины пути из суммарной величины ΔL , измерения фазового запаздывания необходимо производить одновременно в сверхвысокочастотном (СВЧ) и инфракрасном (ИК) (или в видимом) диапазонах. По данным СВЧ измерений может быть найдена величина $\Delta L =$ $=\Delta L_{\mathrm{cyx}}+\Delta L_{\mathrm{BJ}}$, а по данным измерений в видимом или ИК участках спектра — $\Delta L_{\rm cyx}$. Очевидно, что

$$W = \frac{(\Delta L - \Delta L_{\rm cyx}) T(0)}{1.72 \cdot 10^3 (1 + \beta_{\rm out})} = 0.555 \cdot 10^{-3} (\Delta L - \Delta L_{\rm cyx}) T(0).$$
(11)

Определение полной массы водяного пара в атмосфере и ее флуктуаций вдоль луча зрения по изложенной выше методике можно производить как на приземных трассах [7], так и во всей толще атмосферы — при установке соответствующей аппаратуры на ИСЗ. . <u>.</u> .

ЛИТЕРАТУРА

and the state of a

1.1

1. Бин Б. Р., Даттон Е. Дж. Радисметеорология. Л., Гидрометеоиздат.,

1971. 360 с. 2. Жевакин С. А., Каневский М. Б. Метод расчета влияния сферически. Жевакин С. А., Каневский М. Б. Метод расчета влияния сферически-слоистых неоднородностей на тропосферную рефракцию и вклад в радио-рефракцию тумана, облачности и дождя. — «Изв. высших учебных за-ведений. Радиофизика», 1976, т. 19, № 4, с. 514—519.
 Кутуза Б. Г. Фазовос запаздывание радиоволн в неоднородной атмо-сфере. — «Радиотехника и электроника», 1974, т. 19, № 4, с. 665—670.
 Матвеев Л. Т. Курс общей метеоролгии. Физика атмосферы. Л., Гидро-метеоиздат, 1976. 640 с.
 Ми и ника. Д. М. С. СВЧ ника.

5. Митник Л. М. Использование радиометрических измерений в СВЧ диапазоне для определения длины группового пути радиоволн в атмосфере. — «Радиотехника и электроника», 1973, т. 18, № 9, с. 1808—1815. 6. Розенберг В. И. Рассеяние и ослабление электромагнитного излучения

атмосферными частицами, Л., Гидрометеоиздат, 1972. 348 с. 7. Beard C. I., Kreiss W. T., Tank W. G. A multiwavelength line-of-sigt experiment for remote atmospheric sensing. — «Proc. IEEE», 1969, v. 57 № 4, p. 446-458.

8. Hopfield H. S. Tropospheric effect on electromagnetically measured range: prediction from surface weather data. — «Radio Sci»; 1971, v. 6, No 3, p. 357-367.

78

В. И. КОВАЛЕВ (ЛГМИ)

an an Recorded

ПРОСТРАНСТВЕННАЯ И ВРЕМЕННАЯ ИЗМЕНЧИВОСТЬ СПЕКТРА РАДИОЯРКОСТНЫХ ТЕМПЕРАТУР И ЯДРА ИНТЕГРАЛЬНОГО УРАВНЕНИЯ В ДИАПАЗОНЕ 110 - 120 ГГц

Одним из важнейших приложений дистанционного зондирования атмоферы Земли является возможность восстановления по данным этих измерений вертикальных профилей температуры. Основными преимуществами такого рода измерений по сравнению с радиозондами являются [10]:

1) глобальный обзор поверхности одиночным радиометром;

2) высокая чувствительность радиометров, составляющая 0,1-0,2 К;

3) возможность измерения температурных характеристик верхней стратосферы.

По сравнению с радиометрами, работающими в инфракрасном диапазоне длин волн, СВЧ аппаратура менее чувствительна к влиянию излучения Земли и облаков, что является существенным преимуществом для более корректной постановки задачи восстановления вертикальных профилей температуры.

Первые спутниковые (и наземные) эксперименты температурного зондирования проводились для диапазона $\lambda \simeq 5$ мм [9, 10]. Они показали перспективность использования СВЧ радиометров. В последнее время большое внимание уделяется измерениям в полосе изолированной линии поглощения кислорода $\lambda \simeq 2.5$ мм, которая обладает следующими двумя преимуществами по сравнению с 5 мм диапазоном [6].

Во-первых, на длинах волн вблизи $\lambda = 2,53$ мм вклад в поглошение комплекса линий $\lambda \simeq 5$ мм имеет минимальное значение. Ядро интегрального уравнения, связывающего измеренные значения радиояркостных температур с искомым профилем термодинамической температуры, известно более точно по сравнению с дианазоном $\lambda \simeq 5$ мм.

Во-вторых, для этой линии наблюдается более простая картина расщепления в магнитном поле Земли, что важно для получения корректной интерпретации измерений на высотах более 40 км.

В настоящей работе приведены результаты экспериментальных расчетов вариаций ядра интегрального уравнения и радиояркостной температуры системы «океан—атмосфера» в диапазоне частот

79;

v = 110-120 ГГц для различных времен года и географических районов северного полушария.

В отличие от работ [4, 8] расчеты проводились с использованием выражения для формы линии поглощения, следующего из решения кинетического уравнения [2, 3]. Кроме стандартного температурного профиля, в расчетах использовались экопериментальные температурные модели для всех широтных зон (табл. 1), что позволяет в будущем разработать более корректный подход (с учетом временной и пространственной изменчивости указанных параметров) к решению обратной задачи восстановления вертикального профиля температуры в атмосфере по данным измерений радиояркости. Отмеченные особенности проведенных расчетов позволили уточнить значения радиояркости для стандартного профиля T(h). Различие в сторону увеличения по сравнению с рис. 5 в работе [4] составило 20—100 К и более для частот $(v - v_0) \ge 1$ ГГц Существенные различия выявились и при сравнении данных расчета ядер интегрального уравнения. В работе [8] приведены данные расчета радиояркости и весовых функций интегрального уравнения в СВЧ диапазоне, но в отличие от настоящей работы вычисления в [8] проводились только для интервала λ = 4-6 мм и для существенно меньшего количества вариантов температурных моделей.

В качестве исходных вертикальных профилей при проведении расчетов брались усредненные экспериментальные профили температуры, полученные по данным ракетного зондирования [5].

Вычисления спектров радиояркости (1) и весовой функции (4) были выполнены для 25 вариантов вертикальных профилей температуры для зимы и для лета. Профили T(h) были построены по средним многолетним данным измерений в шести основных широтных зонах (табл. 1). Кроме того, расчеты осуществлялись для стандартного распределения температуры в полярных и умеренных широтах для зимы и для лета.

Таблица 1

№ ва- рианта	Широтные зоны	Название станций ракетного зондирования
1	Полярные широты (севернее 65° с. ш.)	о. Хейса
2	Субполярные широты (55—65° с. ш.)	Форт—Грилли, Форт—Черчилл
3	Умеренные широты (35—55° с.ш.)	о. Уоллопс, Волгоград, судо-
		вые тихого океана
- 4	Субтропические широты (30—35° с. ш.)	Поинт мугу, Флорида,
·	T	уант-Сэндс
<u>э</u> .	Гропические широты (20—30 с. ш.)	м. Кеннеди, о. гранд-терк
0	экваториальные широты	о. Антигуа, судовые Тихого
		океана в зонах 10-30° с. ш.

Широтные зоны и соответствующие названия станций ракетного зондирования атмосферы

Болышинство расчетов было выполнено для стандартного распределения абсолютной влажности $\rho(h) = 7.5 e^{-h/1.74}$. Для вариантов 3—6 были просчитаны случаи $\rho(h) = 12 e^{-h/2}$ (вариант 3), $\rho(h) = 15 e^{-h/2}$ (вариант 4), $\rho(h) = 20 e^{-h/2}$ (вариант 5), $\rho(h) =$ $= 25 e^{-h/2.25}$ (вариант 6). Давление на уровне подстилающей поверхности бралось равным 1013, 25 мбар, а выше определялось по барометрической формуле.

1. Пространственная и временная изменчивость спектра радиояркостных температур

Расчеты радиояркости $T_n(v)$ проводились путем численного интегрирования уравнения (1) для случая наблюдения в надир над гладкой водной поверхностью:

$$T_{\pi}(v) = T_{0}\varkappa(v) \exp\left[-\tau(v)\right] + \int_{0}^{H} T(h) \gamma(v, h) \exp \times \left[-\int_{h}^{H} \gamma(v, h_{1}) dh_{1}\right] dh + \left[1 - \varkappa(v)\right] \exp\left[-\tau(v)\right] \times \int_{0}^{\infty} T(h) \gamma(v, h) \exp\left[-\int_{0}^{h} \gamma(v, h_{1}) dh_{1}\right] dh + T_{\kappa}[1 - \varkappa(v)] \exp\left[-2\tau(v)\right],$$
(1)

где T_0 — температура поверхности воды; $\gamma(v, h)$ — суммарный коэффициент поглощения атмосферных газов и облаков на частоте v высоты h над земной поверхностью; T(h) — вертикальный

профиль температуры воздуха; $\tau(v) = \int_{0}^{H} \gamma(v, h) dh$ — интегральное поглощение в слое до высоты H.

Коэффициент поглощения в кислороде определялся по соотношениям, приведенным в [1, 2]. Коэффициент поглощения в водяном паре рассчитывался по соотношениям, использованным в [2, 3].

Представление об изменчивости радиояркостных температур дают данные для наиболее характерных профилей T(h), приведенные в табл. 2 и рис. 1 и 2. Чтобы исключить влияние влажности и выделить изменчивость $T_{\pi}(v)$, обусловленную только вариациями T(h), в табл. 2 приведены значения радиояркости, рассчитанные для стандартного профиля влажности $\rho(h) = 7.5^{-h/1.74}$.

6 Зак. 273

		Зна	чения ради	ояркостной	температурь	и в функции	широты, вре	емени года и	Частоты	
	/			Bap	ианты проф	илей темпери	aryp ($\rho(h) =$	$7,5 e^{-h/1,74}$		
	v , ГГц	1 (лето)	3 (nero)	3 (зима)	4 (зима)	5 (лето)	5 (зима)	6 (зима)	8 (зима)	Стандартн среднегодс распределе
~	117	249,7	257,4	249,5	253,5	258,3	256,5	259,0	247,4	251,4
	117,75	249,8	248,5	237,6	241,4	248,1	245,3	249,0	235, 9	239,7
	118	236,0	239,7	230,6	23 2 °3	238,0	235,3	237,8	229,6	231,6
	118,25	232,2	229,8	224,1	222,1	225,6	223,1	222,9	222,9	223,2
	118,40	231,3	224,4	221,5	217,4	219,3	217,1	214,2	219,2	219,4
	118,50	231,6	223,0	220,9	216,2	217,6	215,4	210,6	217,3	218,0
	118,55	232,1	223,1	221,1	216,7	218,4	216,0	210,5	216,9	217,9
	118,60	233,0	224,2	221,9	218,2	220,8	218,1	212,2	216,9	218,2
	118,65	235,2	226,6	224,0	221,5	225,6	222,5	216,6	217,8	219,6
· ·	113,70	241,6	232,2	230,2	229,5	234,3	231,6	224.7	220,7	225,0









6*

Из данных модельных расчетов следует, что значения $T_{\pi}(v)$ на частотах, расположенных симметрично относительно резонансной, будут близки друг к другу (при $(v - v_0) < 1 \ \Gamma \Gamma \mu$). Поэтому при численных экспериментах рассматривался в основном низкочастотный скат линии поглощения $\lambda = 2,53$ мм.

Расчет $T_n(v)$ на частотах $(v - v_0) \leqslant 5$ МГц требует учета расщепления линий в магнитном поле Земли. По этой причине частоты вблизи резонанса исключались из рассмотрения.

Из анализа полученных результатов можно сделать следующие выводы.

1. В диапазоне 110—118,7 ГГц выделяются три частотных интервала (~110—113,8; ~113,8—117,7; ~117,7—118,7 ГГц), отличающиеся характером вариаций спектра радиояркости, обусловленных изменением T(h) (рис. 1, 2).

2. В первом интервале (~110—113,8 ГГц) для рассмотренных профилей T(h) значения радиояркости возрастают от летнего сезона к зимнему и от экваториальных широт к полярным. На частотах вблизи 113,8 ГГц наблюдается область стабилизации радиояркостных температур: значения T_{π} составляют ~240—245 К.

3. Во втором интервале (~113,8—117,7 ГГц) закономерность меняется на противоположную: значения радиояркости уменьшаются от летнего сезона к зимнему и от экваториальных широт к полярным.

Подобное поведение радиояркости может быть объяснено перераспределением вкладов в $T_{\pi}(v)$ излучения подстилающей поверхности и отдельных слоев атмосферы. Действительно, вклад излучения поверхности в величину $T_{\pi}(v)$ будет наибольшим в первом из рассматриваемых частотных интервалов, так как интегральное поглощение в атмосфере здесь сравнительно невелико.

Радиояркость самой водной поверхности $T_{\rm яп} = \varkappa(T(0)) \times T_0$ будет несколько увеличиваться с понижением температуры, что и приводит к росту $T_{\rm R}(v)$ при переходе от лета к зиме.

Далее интенсивность излучения атмосферы в этом спектральном интервале будет возрастать с понижением температуры тропосферы, так как $\gamma(h) \sim [T(h)]^{-2}$, а поглощение в верхних слоях атмосферы мало.

Во втором спектральном интервале величина поглощения в атмосфере растет, а вклад излучения поверхности уменьшается, что и вызывает указанные особенности изменения $T_{\pi}(\gamma)$. До частоты $\nu \simeq 117$ ГГц абсолютное значение радиояркости, а также диапазон изменения $T_{\pi}(\nu)$ возрастают. На частотах $\nu > 117$ ГГц абсолютные значения $T_{\pi}(\nu)$ снижаются, так как основной вклад в излучение дают верхние более холодные слои атмосферы.

4. Оценка измечивости $T_n(v)$ при вариациях влажности атмосферы показала, что в диапазоне $v \simeq 110-115$ ГГц вариации T_n достигают нескольких десятков градусов, уменьшаясь с ростом v. На $v \simeq 118$ ГГц вариации не превышают нескольких десятых гра-84 дуса, а абсолютные значения \tilde{T}_{π} ниже, чем во втором интервале (см. рис. 2).

Это можно объяснить тем, что на частотах $v \simeq 117,7-118,7$ ГГu велик вклад в значение $T_{\rm s}$ верхних слоев атмосферы, где значения температуры несущественно отличаются зимой и летом, а по широтным зонам изменяются без четкой закономерности.

6. Ввиду значительных вариаций $T_n(v)$ с измененцем профилей T(h) и относительно небольшого влияния вариаций влажности на спектр радиояркости в диапазоне ~117,7—118,7 ГГц измерения восходящего радиотеплового излучения Земли в указанном интервале частот могут быть использованы для оценки вертикального распределения температуры атмосферы. Наряду с расчетом радиояркости параллельно по заданной программе находились значения ядра интегрального уравнения (1).

2. Вариации ядра интегрального уравнения, обусловленные вариациями метеоэлементов

По предварительным оценкам для измерений радиояркостной температуры, значения которой используются при решении обратной задачи, может применяться область частот $(v - v_0) \leq 1$ ГГц, где $v_0 = 118,75$ ГГц — резонансная частота молекулярного кислорода. Из данных модельных расчетов, приведенных в разделе 1, следует, что в указанной области частот величина $T_{\rm R}(v)$ определяется преимущественно третьим слагаемым уравнения (1). В то же время на частотах, наиболее удаленных от резонанса, радиояркость зависит также от излучения подстилающей поверхности (первое слагаемое в уравнении (1)) и от составляющей нисходящего излучения атмосферы (третье слагаемое в уравнении (1)). Вклад космического реликтового излучения ($T_{\rm L} = 2,7$ К) даже на v = 117,5 ГГц не превышает 0,03 К и им можно пренебречь.

Отсюда следует, что при решении обратной задачи можно предполагать значения $T_0 \varkappa(v_i) e^{-\tau (v_i)}$ известными (они, например, могут быть оценены со средней погрешностью $\leqslant 0.5$ К по данным наблюдений в тех участках спектра, где атмосфера более прозрачна). Тогда обусловленная только излучением атмосферы радиояркостная температура $T_{\text{я атм}}(v)$ будет определяться уравнением

$$T_{\Pi \text{ ATM}}(\mathbf{v}_{i}) = T_{\Pi}(\mathbf{v}_{i}) - T_{0} \varkappa(\mathbf{v}_{i}) \exp[-\tau(\mathbf{v}_{i})] =$$

$$= \int_{0}^{H} T(h) \gamma(\mathbf{v}_{i}, h) \left\{ \exp\left[-\int_{h}^{H} \gamma(\mathbf{v}_{i}, h) dh\right] + [1 - \varkappa(\mathbf{v}_{i})] \times \exp\left[-\int_{0}^{h} \gamma(\mathbf{v}_{i}, h_{1}) dh_{1}\right] \exp[-\tau(\mathbf{v})] \right\} dh =$$

$$= \int_{0}^{H} T(h) K(\mathbf{v}_{i}, h) dh, \qquad (2)$$

где

$$K(v_i, h) = \gamma(v_i, h) \left\{ \exp\left[-\int_{h}^{H} \gamma(v_i, h) dh\right] + \left[1 - \varkappa(v_i)\right] \exp\left[-\tau(v_i)\right] \exp\left[-\int_{0}^{h} \gamma(v_i, h_1) dh_1\right] \right\}$$
(3)

— ядро интегрального уравнения (весовая функция); $T_{\rm H}(v)$ — значение радиояркости на частоте v; H — верхний предел интегрирования по высоте (в расчетах принимался равным 46 км); T(h) — вертикальный профиль температуры воздуха; K(v, h) — ядро интегрального уравнения как функция частоты v и высоты h над уровнем моря.

Выражение (2) представляет собой интегральное уравнение Фредгольма I рода.

В развернутом виде с учетом численного интегрирования выражение для ядра интегрального уравнения (3) примет вид

$$K(v, h) = \{1 - \exp[-\gamma(v, h) \Delta h]\} \exp\left[-\Delta h \sum_{h_{1}=h}^{H} \gamma(v, h_{1})\right] + [1 - \varkappa(v, T(0))] \{1 - \exp[-\gamma(v, h)]\} \times \\ \times \exp\left[-\Delta h \sum_{h_{1}=0}^{h} \gamma(v, h_{1})\right] \exp[-\tau(v)], \qquad (4)$$

где $\varkappa(v, T(0))$ — излучательная способность поверхности на частоте v; $\gamma(v, h)$ — суммарный коэффициент поглощения в атмосфере на частоте v и высоте h; $\tau(v)$ — интегральное поглощение в атмосфере; $\Delta h = 1$ км). Угол визирования в расчетах был взят равным 0°.

Коэффициент поглощения γ есть функция температуры T, давления р и влажности ρ . При вычислении γ на каждом уровне использовались значения метеорологических параметров, относящихся к середине слоя, например

$$p(h_{j}) = \frac{p(h_{i}) + p(h_{j+1})}{2}.$$
(5)

Для корректного решения обратной задачи восстановления температурного профиля по заданным значениям радиояркости необходимо знать характер изменчивости ядра уравнения (3) в зависимости от вариаций температурных профилей. Последнее особенно важно для набора статистик и введения адекватной априорной информации в обратную задачу.

Расчеты K(v, h) проводились по 25 вариантам T(h), указанным выше. По расчетным данным строились и анализировались графики K(v, h).

Характерный вид ядра как функции двух параметров v й hдля моделей T(h) полярных и умеренных широт представлен на рис. З (для стандартного профиля влажности). Анализ расчетного материала показывает, что изменение T(h) сопровождается вариациями амплитуды, высоты расположения максимума и полуширины весовой функции.

Анализ весовых функций для всех указанных вариантов температурных профилей позволил сделать следующие выводы:

1. Функция K(v, h) имеет экстремальные значения в частотном интервале v = 118,4-118,6 ГГц (максимум) и вблизи 117,75 ГГц (минимум). На частотах вблизи ~117,75 ГГц значения ядра уменьшаются при переходе от полярных профилей T(h) к экваториальн:ым (для одного и того же сезона) и от зимних моделей к летним (для одного и того же географического района), а на частотах v = 118,4-118,6 ГГц значения K(v, h) увеличиваются от полюса к экватору и от зимы к лету. На первом интервале максимальные вариации ядра составляют от $+30 \div 35\%$ до $-15 \div 17\%$ относительно K(v, h), соответствующего стандартному среднегодовому распределению T(h). На частотах вблизи v = 117,75 ГГц вариации K(v, h) находятся в пределах от +20% до -35÷38%. Отмеченное выше поведение весовых функций связано с увеличением температуры при переходе от полярных широт к экваториальным и от зимы к лету в слоях атмосферы, дающих основной вклад в излучение. В указанных диапазонах частот имеет место зависимость

$$K(v, h) \sim \frac{1}{T(h)^{\alpha}}, \qquad (6)$$

где α ≥ 1.

По мере приближения к резонансу меняется характер зависимости коэфициентов поглощения в кислороде от температуры и давления [1, 2, 3, 7]. В результате на частотах $v \simeq 118,15-$ 118,25 ГГц и ~117 ГГц изменчивость K (v, h) минимальна.

2. Высоты, на которых функция K(v, h) достигает максимума при v = const и $v \in (117,75-118,5 \Gamma\Gamma\mu)$, меняются при вариациях профилей T(h) на 2—3 км.

3. Полуширина функций K(v, h) при $v \simeq 118$ и 118,4— 118,6 ГГц для различных профилей T(h) не остается постоянной, а возрастает от экваториальных широт к полярным примерно от 7 до 13 км. В противоположность этому на частотах v < 118,25 ГГп полуширина возрастает от полярных широт к экваториальным.

4. Влияние вариаций влажности на величину K(v, h) заметно сказывается только в нижних слоях агмосферы на частотах, наиболее удаленных от резонансной.





Из совместного анализа изменчивости абсолютных значений K(v, h), высот расположения максимумов K(v, h) и значений полуширины при v = const следует, что рост K(v, h), обусловленный уменьшением T(h), сопровождается на $v \simeq 118,25 - 118,5$ ГГц увеличением высоты расположения максимума и уменьшением полуширины. Если же повышение температуры приводит к уменьшению K(v, h), то одновременно снижается высота расположения максимума и возрастает полуширина весовой функции.

Для диапазона v \simeq 117,7—118 ГГц при росте K(v, h) и v=const отмечается уменьшение высоты расположения максимума и увеличение полуширины.

Таким образом, вариации ядра, обусловленные изменением вертикального профиля T(h), могут достигать $\pm 15-20\%$, и более. Поэтому при решении обратной задачи для уменьшения погрешности восстановления T(h) необходимо использовать весовые функции, соответствующие определенному географическому району и сезону года.

Исследование временной и пространственной изменчивости радиояркостной температуры и ядра интегрального уравнения переноса позволило установить, что величина отклика этих параметров над водной поверхностью значительно меняется для различных моделей профилей температуры атмосферы.

Учитывая отмеченные особенности поведения радиояркости и весовой функции в диапазоне частот 110—120 ГГц, можно сделать вывод о необходимости введения в алгоритм решения обратной задачи восстановления температурных профилей атмосферы блока классификации времени и района термического зондирования. В этом случае можно ожидать существенного улучшения результатов решения обратной задачи.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Жевакин С. А., Наумов А. П. К расчету коэффициента поглощения в атмосферном кислороде. — «Радиотехника и электроника», 1965, т. 10, № 6, с. 987—996.
- 2. Жевакин С. А., Наумов А. П. Распространение сантиметровых, миллиметровых и субмиллиметровых радиоволи в земной атмосфере. — «Изв. вузов. Радиофизика», 1967, т. 10, № 9—10, с. 1213—1243.
- 3. Зражевский А. Ю. Методика расчета поглощения в атмосферных парах воды в миллиметровом и субмиллиметровом диапазонах. «Радиотехника и электроника», 1976, т. 21, № 5, с. 951—957.
- 4. Копилович Л. Е., Шарапов Л. И., Ваксер И. Х. Излучения и поглощения земной атмосферы вблизи линии поглощения кислорода 2,53 мм. — «Изв. АН СССР. Физика атмосферы и океана», 1975, т. 11, с. 999—1007.
- 5. Логвинов К. Т. Метеорологические параметры стратосферы. Л., Гидрометеоиздат, 1970. 220 с.
- 6. Croom D. L. The 2.53 mm Molecular Rotation Line of Atmospheric O₂. «Planet. Space Sci.,» 1971, vol. 19, № 10, p. 777—789.

-89

Meeks M. L., Lilley A. E. The Microwave Spectrum of Oxygen in the Earth's Atmosphere. — «J. Geophys. Res.,» 1963, vol. 68, № 6, p. 1683—1704.
 Reber E. E. Absorption of the 4-to 6-Millimeter Wavelength Band in the Atmosphere. — «J. Geophys. Res.,» 1972, vol. 77, № 21, p. 3831—3845.
 Microwave Atmospheric Temperature Sounding: Effects of Clouds on the Nimbus 5 Sattelite Data. — «J. Atmos. Sci.,» 1975, vol. 32, № 10, p. 1970— 1976. Auth.: D. H. Staelin, A. L. Cassel, K. F. Kunzi and al.
 Microwave Sensing of Atmospheric a Temperature and Humiditu from Sattelites. — «Cospar Paper VI 2.3,» 4 June, 1975. Auth.: D. H. Staelin, W. H. Ledsham, R. L. Pettyjohn and al.

В. И. ВОРОБЬЕВ (ЛГМИ), В. С. ФАДЕЕВ (ВИКИ)

НЕКОТОРЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ОБЛАЧНОСТИ НАД СЕВЕРНОЙ АТЛАНТИКОЙ, ПОЛУЧЕННЫЕ ПО ДАННЫМ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ИСЗ

К настоящему времени на основе обработки материалов наблюдений наземной сети метеорологических станций получены многие климатические характеристики облачности как над крупными географическими районами, так и над земным шаром в целом. Однако в связи с особенностями производства наземных наблюдений за количеством облаков и большой неравномерностью в распределении метеорологических станций, климатические характеристики облачности могут считаться вполне надежными только для районов, хорошо освещенных в метеорологическом отношении. По существующим в настоящее время оценкам такие районы занимают только 20—30% площади северного полушария.

Особенно скудные и нерегулярные сведения об облачности поступают с акваторий океанов. Здесь только наблюдения с кораблей погоды могут считаться систематическими и непрерывными, а большая же часть информации представляет собой хаотически распределенную совокупность случайных наблюдений Результаты их обработки с целью получения климатических характеристик безусловно нуждаются в уточнениях.

Наиболее регулярная во времени и пространстве информация о состоянии облачного покрова над малоосвещенными в метеорологическом отношении районами (моря, океана, пустыни, горные массивы, полярные районы) может быть получена только с помощью метеорологических спутников Земли (МСЗ). Фотографии облачности (ТВ и ИК снимки), получаемые с помощью МСЗ, по сравнению с наземными наблюдениями, дают более полную картину фактического распределения облачности. Они позволяют обнаружить структурные особенности облачных полей, которые не могут быть замечены на основе дискретных наземных наблюдений. Поэтому использование спутниковых наблюдений за облачностью с целью получения средних многолетных характеристик представляет несомненный научный и практический интерес.

Известно несколько работ, в которых приведены результаты статистической обработки спутниковых наблюдений за облач-

ностью. Однако все они выполнены или по материалам за небольшой промежуток времени, или для ограниченных райоков Так, в работе Т. П. Поповой и др. [12] приведены месячные и сезонная карты среднего количества облаков в широтной зоне 0-70° северного полушария, построенные за летние месяцы 1965 г. По материалам за тот же период Л. С. Минина [6] рассчитала повторяемости пасмурного и безоблачного состояния неба, а также повторяемость облачности кучевых и кучево-дождевых форм для тропической зоны Тихого океана. Для этого же района Годшелл и др. [15, 16] по данным за 1962-1968 гг. построили карты среднего количества облаков за центральные месяцы сезонов. Клапп [13] по данным наблюдений за 1962-1963 г. построил сезонные планетарные карты распределения облачности, им же в более поздней работе [14] были приведены сезонные данные о покрытии обачностью территории северного полушария. Данные о повторяемости количества облаков в августе 1968 г. по четырем градациям для тропической зоны Атлантического океана приведены в статье Н. А. Барковой [1]. Для Северного моря и прибрежных районов по данным за 1966 г. Д. Вальх [17] построил средние месячные (май-август) и среднюю за весь период карты распределения облачности. По материалам наблюдений в весенний период 1965-1968 гг. авторы работы [3] построили средние декадные карты распределения количества облаков над ЕТС и Западной Сибирью. В статье И. В. Морозовой [7] приводится карта среднего многолетнего распределения облачности в августе месяце над тропической частью Северной Атлантики, полученная по данным за 1967-1971 гг. Отметим, что результаты статистических исследований облачного покрова Земли, приведенные в упомянутых выше работах, получены на основе обработки данных нефанализа. Методика автоматизированной обработки спутниковых фотографий облачности в целях получения ее статистических характеристик является перспективной, но еще находится в стадии разработки. С основными результатами исследований, приведенных в этом направлении, можно познакомиться, например, по работам [4, 5, 11].

В данной статье приводятся основные результаты статистической обработки ежедневных спутниковых данных о количестве облачности в момент, близкий к местному полдню, для акватории Северной Атлантики и прилегающих к ней районов материков за летний и зимний сезоны 1965—1971 гг., полученные с помощью карт нефанализа. В связи с изменениями от зимы к лету условий освещенности земной поверхности, определяющей возможность использования телевизионной аппаратуры для получения снимков, при расчетах статистических характеристик облачности для зимнего сезона могли быть привлечены данные для территории, расположенной южнее 60° с.ш., а для летнего — южнее 70° с. ш.

Площадь территории района равна приблизительно 90,4 млн. км², что составляет примерно 38% поверхности северного полушария.

Рассматриваемый район, как правило, был достаточно хорошо освещен данными наблюдений со спутников. Подавляющее большинство карт нефанализа было пригодным для снятия данных, необходимых для расчета статистических характеристик облачности в этом районе.

Использование данных нефанализа для расчета статистических характеристик облачности должно предусматривать перевод спутниковой информации из графической формы в инфровую Это можно сделать путем снятия и осреднения данных с карт нефанализа по некоторым площадям. Такая площадь может иметь любую форму, но ее размеры должны быть количественно определены на основе учета пространственной изменчивости облачности. До сих пор нет единой точки зрения относительно выбора размеров этой площади, что приводит к затруднениям при анализе и сравнении результатов, полученных разными авторами. Наиболее целесообразным, на наш взгляд, является использование для снятия данных об облачности с карт нефанализа схемы деления северного полушария на равновеликие площади (сферические трапеции, ограниченные меридианами и параллелями) предложенной в [12]. Размеры таких равновеликих площадей удовлетворяют требованиям их оптимальности, сформулированным в работах [9, 10].

Всего в выбранном районе было выделено 292 площади, каждая из которых примерно равновелика площади сферической тра пеции у экватора, ограниченной меридианами и параллелями, проведенными через 5°. Степень покрытия облаками каждой сферической трапеции (среднее количество облаков над ней в процентах) на ежедневных картах нефанализа определялась по следующей формуле:

$$S = 90 S_{\text{спл}} + 65 S_{\text{знч}} + 35 S_{\text{нбл}} + 10 S_0$$
.

Здесь S_{спл}, S_{энч}, S_{нбл} и S₀ — количество десятых долей площади трапеции, занятой соответствующей градацией нефанализа.

Полученные в результате предварительной обработки ежедневные значения степени покрытия облаками площади каждой сферической трапеции (в процентах) использовались для вычисления стастистических характеристик облачного покрова над районом исследования. Расчеты проводились на ЭВМ. Результаты расчетов позволили построить для летних и зимних месяцев и сезонов карты многолетних средних значений общего количества облаков и карты повторяемостей трех облачных градаций. Номера градаций и соответствующие им пределы покрытия площади сферической трапеции облаками приведены в таблице..

Облачная градация	Покрытие площадн облаками, %
I	0 34.9
	35 64,9 65100
	03

На рис. 1-6 представлены карты распределения среднего количества облаков и повторяемостей первой и третьей облачных градаций для летнего и земного сезонов. При рассмотрении этих карт выявляется зональный характер распределения облачности, обусловленный, главным образом, совместным влиянием притоков тепла и влаги, атмосферной циркуляции и подстилающей поверхности на формирование климатического облачного поля. Эта зональность проявляется в том, что наибольшее среднее количество облаков как летом, так и зимой наблюдается в умеренных широтах и приэкваториальной области. Первый максимум тесно связан с процессами облакообразования на фронтальных разделах и хорошо совпадает с положением северной и южной ПВФЗ умеренных широт [2], а также с положением областей с наибольшей повторяемостью подвижных циклов [8]. Второй максимум среднего количества облаков связан с наличием в приэкваториальной области внутритропической зоны конвергенции со свойственной ее высокой повторяемостью конвективной облачности Минимальное среднее количество облаков характерно для субгропической зоны.

Летом в умеренных широтах степень покрытия земной поверхности облаками почти повсеместно составляет 50-80% (рис. 1). Над Северной Атлантикой прослеживаются две области с покрытием поверхности облаками более 70%. Одна из них расположена юго-западнее, а другая — северо-восточнее о-ва Исландия. Зоне со значительной облачностью в умеренных широтах Северной Атлантики соответствуют высокие (более 60%) значения повторяемости третьей облачной градации (рис. 2). Однако над прилегающими участками материков повторяемость третьей облачной градации изменяется в широких пределах: от 50% на севере до 20% на юге. В южных районах зоны умеренных широт над материками в летний период преобладает вторая облачная градация. Такое распределение облачности в умеренных широтах обуславливается в основном особенностями локализации циклонической деятельности в этом районе. Нетрудно заметить хорошее соответствие в географическом положении областей повышенных значений среднего количества облачности и высокой повторяемости третьей облачной градации со средним положением ПВФЗ и областей повышенной повторяемости циклонов в летний период [2, 8].

В субтропических и тропических широтах четко прослеживается зона пониженных значений среднего количества облаков (рис. 1) и соответствующая ее зона низких значений повторяемости третьей облачной градации (рис. 2), связанные с субтропической зоной повышенного давления. В этих широтах на карте многолетних средних значений количества облаков прослеживаются два обширных минимума, один из которых расположен над акваторией океана, а другой охватывает бассейн Срелиземного моря и территорию Северной Африки вплоть до 10° с. ш.



Рис. 1. Распределение среднего количества облаков летом (в %)



Рис. 2. Распределение повторяемости III градации количества облаков (>65%) летом.

Вследствие имеющихся различий в условиях увлажнения масс воздуха от подстилающей поверхности над океаном и материками в пределах субтропических и тропических широт как средние сезонные значения количества облаков, так и повторяемость первой облачной градации (рис. 3) существенно различны. Так, например, над океаном средние сезонные значения количества общей



Рис. 3. Распределение повторяемости I градации количества облаков (< 35%) летом

облачности находятся в пределах 40—50%, а значения повторяемости первой облачной градации в этой зоне не превышает 15%. В океанической области в условиях пассатного переноса создаются благоприятные условия для развития конвективных облаков. В распределении облачности это проявляется в виде повышенных значений повторяемости второй облачной градации (до 50—80%). В то же время над Северной Африкой и Аравийским полуостровом, где, наряду с наличем нисходящих движений воздуха на восточных перифериях барических максимумов, имеет место сильный прогрев воздушных масс от подстилающей поверхности, удаляющий их от состояния насыщения, на карте многолетних средних значений количества общей облачности хорошо прослеживается область, в которой среднее количество облачности не превышает 96 20%, а значения повторяемости первой облачной градации в летний сезон находится в пределах 80-90%. Над Средиземным морем и прибежными районами Западной Европы количество облачности не превышает 40%, а значения повторяемости первой облачной градации не ниже 50%.

В экваториальной зоне снова наблюдаются повышенные значения среднего количества облачности и повторяемости третьей облачной градации. Причем максимальное количество облаков отмечается в широтном поясе 0-10° с. ш. (60-65%) в двух областях. Одна область расположена над юго-западным побережьем Северной Африки и северной частью Гвинейского залива в виде длинной, вытянутой в широтном направлении узкой полосы, а другая — в приэкваториальных районах Южной Америки. В центрах указанных областей повторяемость третьей облачной градации превышает соответственно 40% и 50%. В полосе 0-5° с. ш. над Атлантикой среднее количество облачности менее 50%, а повторяемст:ь третьей облачной градации не превышает 15%. Преобладающей градацией здесь является вторая, повторяемость которой составляет 70-75%. Существование вблизи экватора областей повышенных значений среднего количества облаков и повторяемости третьей облачной градации, как уже указывалось, связано с наличие в этом районе внутритропических зон конвергенции.

Зимой в умеренных широтах зона со значительным количеством средней облачности (более 50%), по сравнению с летним сезоном, увеличивается по своим размерам (рис. 4). Она захватывает даже часть субтропиков. Повторяемость третьей облачной градации (рис. 5) в южной части этой зоны находится в пределах 20-40%, достигая 50-70% и более в северной. Увеличение размеров зоны со значительным средним количеством облаков и повышенными значениями повторяемости третьей облачной градации в зимний сезон можно объяснить происходящими от лета к зиме изменениями атмосферной циркуляции и усилением циклонической деятельности. При этом зона активной циклонической деятельности от лета к зиме смещается в более низкие широты. Циклоническая деятельность в умеренных широтах в зимий период обуславливает перенос теплых и увлажненных масс воздуха на более холодную подстилающую поверхность материков. что сказывается на увеличении как средних значений количества облачности, так и повторяемости третьей облачной градации над материками на всех широтах этой зоны. Среднее количество облаков в умеренной зоне над материками превышает 60%. В умеренных широтах Северной Атлантики существенного увеличения средних значений общей облачности в зимний сезон по сравнению с летним не отмечается. an an Washington. San Tanang

7 3ak. 273



i

. .

Географическое положение областей с высокими значениями повторяемости третьей облачной градации (70-80%) над Северной Атлантикой и прилегающими районами континентов хорошо согласуется с сезонным положением северной и южной ПВФЗ умеренных широт и положением областей с большой повторяемостью циклонов [2, 8]. Высокие значения повторяемости третьей облачной градации над северными районами Атлантики и прилегающими районами материков обусловлены, главным образом, активизацией циклонической деятельности в основных фронтальных зонах внетропических широт северного полушария. Большую повторяемость третьей облачной градации в центральных и восточных районах Европы можно объяснить, очевидно, частым возникновением облачности внутримасового происхождения в результате адвекции относительно теплого и влажного воздуха с Северной Атлантики, Средиземного и Черного морей и охлаждения его от холодной подстилающей поверхности континента.

В тропической и экваториальной зонах Северной Атлантики и северной части Южной Америки зимой среднее количество облаков составляет 40—60%, а над Северной Африкой (севернее 5° с. ш.) и югом Средиземного моря— от 10 до 30%. Только в узкой приэкватериальной полосе Северной Африки (от 0 де 5° с. ш.) среднее количество облаков равно 30—40%. Повторяемость первой облачной градации над большей частью Африки (рис. 6) превышает 80%, а над тропической и экваториальной



Рис. 6. Распределение повторяемости I градации количества облаков (<35%) зимой

7

зонами Северной Атлантики и Южноамериканского континента преобладающей является вторая облачная градация. Область низких значений среднего количества облаков (менее 20% покрытия площади облаками) над Северной Африкой по сравнению с летом смещена к югу, а областей с высокими значениями многолетних средних и повторяемости третьей облачной градации. связанных с внутритропическими зонами конвергенции, зимой над юго-западным побережьем Северной Африки и северной частью Гвинейского залива не обнаруживается. Приэкваториальная область повышенных значений облачности, расположенная над северной частью Южноамериканского континента, также смещена к югу, а средние многолетние значения количесгва облаков в ней не превышают 65%. Повторяемость третьей облачной градации здесь находится в пределах 20—30%. Примерно такие же значения повторяемости третьей облачной градации наблюдаются и в экваториальных широтах Северной Атлантики.

Таковы в общих чертах основные особенности в распределеним количества облаков над акваторией Северной Атлантики и прилегающими к ней районами в летний и зимний сезоны.

Сравнение сезонных распределений среднего количества облаков, приведенных в данной статье, с распределениями. полученными другими авторами в результате обработки слутниковых наблюдений за облачностью [1, 7, 12], дает хорошее качественное согласование. Некоторые расхождения в количественном отношении можно, по-видимому, объяснить выбором разных размеров площади трапеций для снятия исходных данных с карт нефанализа, неодинаковой длиной рядов наблюдений и различиями в методике определения общего количества облаков.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Баркова Н. А. Анализ полей облачности по данным метеорологических спутников над районами тропической зоны в августе 1968 г. «Труды ГМЦ», 1969, вып. 41, с. 21—28.
- 2. Воробьев В. И. Высотные фронтальные зоны северного полушария. Л., Гидрометеоиздат, 1968. 231 с.
- Есакова Н. П., Афанасьева В. Б., Титов В. М. О сравнении спутниковых и визуальных наблюдений за облачностью. — «Труды ГГО», 1974, вып. 298, с. 135—138.
- 4. Кондратьев К. Я. Спутниковая климатология. Л., Гидрометеоиздат, 1971. 64 с.
- 5. Лобанова В. Я., Спиридонова Ю. В. Современное состояние и перспективы режимного использования спутниковой информации об облачности. Обнинск, ВНИИГМИ—МЦД, 1970. 42 с.
- 6. Минина Л. С. Облачные системы внутритропической зоны конвергенции по данным метеорологических спутников Земли. «Труды ГМЦ», 1968, вып. 26, с. 38—53.
- 7. Морозова И. В. Режим облачности в тропической части Северной Атлантики (районе проведения АТЭП). — «Метеорология и гидрология», 1975, № 1, с. 89—97.

- 8. Погосян Х. П. Общая циркуляция атмосферы. Л., Гидрометеоиздат, 1972. 394 с.
- 9. Сонечкин Д. М. О сравнимости данных спутниковых и наземных наблюдений количества облаков. — «Труды ГМЦ», 1967, вып. 11, с. 47—55.
- Спиридонова Ю. В. Анализ пространственной измечивости облачных полей с целью уплотнения информации. — «Труды НИИАК», 1968, вып. 27, с. 38—44.
- 11. Спиридонова Ю. В. Климатология облачности по спутниковым наблюдениям на современном этапе. Обнинск, ВНИИГМИ-МЦД, 1971, 26 с.
- Характеристики облачности над северным полушарием летом 1965 г. по данным метеорологического спутника. «Труды ГМЦ», 1967, вып. 11, с. 84—102. Авт.: Т. П. Попова, А. В. Леонтьева, Р. А. Трегубенко и др.
- 13. Clapp P. F. Global cloud cover for seasons using «Tiros» nephanalysis, Monthly Weather Rev., v. 92, № 11, Nov., 1964.
- Clapp P. F. Northern hemispheric cloud cover for selected late fall seasons using Tiros nephanalis. U.S. Weather Bureau Technical Memoraudum (WBTM NMC 44), Suitland, Md., 1968.
- 15. Godshall F. Intertropical convergence zone and mean cloud amouret in the tropical Pasific Ocean. Monthy Weather Rew., vol. 96, № 3, 1968.
- 16. Godshall F. et al. Examples of the usefulness of Satelite data iu general atmospheric circulation research. Part II — An atlas of overage cloud cover over the tropical Pasific Ocean, NASA TND-5631, Washington, D. C., December, 1969.

Б. М. ВОРОБЬЕВ, Н. А. БАТУРИНА (ЛГМИ)

О ВЛИЯНИИ ВЕРТИКАЛЬНОЙ МОЩНОСТИ, ТЕМПЕРАТУРЫ И ФАЗОВОГО СОСТОЯНИЯ МЕЛКОКАПЕЛЬНЫХ КОНВЕКТИВНЫХ ОБЛАКОВ НА НИСХОДЯЩЕЕ РАДИОИЗЛУЧЕНИЕ В ДИАПАЗОНЕ ДЛИН ВОЛН 0,86—17 см

Успешное развитие радиофизических методов исследования атмоферы требует проведения детальных исследований по переносу микроволнового излучения в широком диапазоне атмосферных условий и для разных длин волн [1, 7, 11]. В настоящей работе представлены результаты модельных расчетов нисходящего радиоизлучения ($\lambda = 0.86$ —17 см) атмосферы с конвективными облаками, не дающими осадков.

1. ИСХОДНЫЕ РАСЧЕТНЫЕ ФОРМУЛЫ И МОДЕЛИ ОБЛАЧНОЙ АТМОСФЕРЫ

В диапазоне длин волн 0,86—17 см при расчетах излучательной способности мелкокапельных облаков, не дающих осадков, можно пренебречь вкладом рассеянных полей [1, 9]. Тогда исходное уравнение для расчета интенсивности нисходящего радиотеплового излучения облачной атмосферы, записанное в терминах яркостной температуры (*T_n*), примет обычный вид [7, 11]

$$T_{n} = \sec \theta \int_{0}^{\infty} \alpha(z) T(z) \exp \left(-\sec \theta \int_{0}^{z} \alpha(z) dz\right) dz.$$
(1)

Здесь

$$\alpha(z) = \alpha_{H_{2}0}(z) + \alpha_{0}(z) + \alpha_{05,1}(z), \qquad (2)$$

где

$$\alpha_{\rm H_{3}O} = 3,52 \cdot 10^{-8} \exp\left(-\frac{644}{T}\right) \frac{av^{2}}{T^{2,5}} \left[\frac{\Delta v}{(v+v_{0})^{2}+(\Delta v)^{2}} + \frac{\Delta v}{(v+v_{0})^{2}-(\Delta v)^{2}}\right] + 5,09 \cdot 10^{-31} \frac{av^{2} \Delta v}{T^{1,5}}; \quad (3)$$

$$\Delta v = 2,62 \cdot 10^{-9} \frac{\dot{P}}{1013} \left(\frac{\dot{T}}{318}\right)^{-0.625} (1+0,0046\ a); \qquad (4)$$

$$\alpha_{0_2} = C_{\lambda} P^2 T^{-2,8}; \tag{5}$$

$$\alpha_{\rm off,i} = \frac{0.6\pi q}{\lambda \rho} \, \mathrm{Im} \left(-\frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon + 2} \right). \tag{6}$$

В этих выражениях θ — зенитный угол; α — суммарный погонный коэффициент поглощения водяным паром (α_{H_2O}), кислородом (α_{O_2}) и облачными частицами (α_{obn}); T — температура атмосферы в K; a — абсолютная влажность воздуха в г/м³; P — давление воздуха в мбар; v — частота излучения в Гц; v_0 — частота в Гц, соответствующая резонансному поглощению в водяном паре на $\lambda = 1,35$ см; Δv — полуширина линии в Гц; C_{λ} — коэффициент, численные значения которого в зависимости от длины волны приведены в [1]; q — водность облака в г/м³; ε — комплексная диэлектрическая проницаемость воды (льда).

При конкретных расчетах по формулам (1)—(6) в качестве Г(z) и P(z) использована модель

T(z) и P(z) использована модель стандартной атмосферы [5]. На этом фоне задавали конвективные облака с различной вертикальной мощностью от 1 до 8 км, температурой на нижней границе $0 \div + 20^{\circ}$ С и разным фазовым состоянием в предвершинной части облака. Распределение с высотой водности (q(z)) для облаков мощностью не более 5 км аппроксимировали эмпирическим соотношением, полученным на основе экспериментов в виде [10]

$$q(z) = A z' (\Delta H - z')^{1/3},$$
 (7)

где z' — высота над основанием облака; ΔH — его вертикальная мощность; A — коэффициент, численно равный 5 · 10⁻⁵ г · м^{-13/3}.

Для облаков мощностью более 5 км профиль q(z) задавали по данным модельных расчетов [4]. Рассчитанные таким путем профили q(z) показаны на рис. 1.



Рис. 1. Вертикальные профили водности для различных моделей конвективного облака. Цифры у кривых — номер модели; 2' — высота относительно основания облака Помимо вертикальной мощности и соответствующему ей префилю водности, варьировали также температурой основания облака $(T_{\rm H,r})$ и фазовым состоянием (вода или лед) его предвершинной части. Использованные в расчетах параметры конвективных облаков представлены в табл. 1. Здесь же приведены данные о максимальной водности $(q_{\rm max})$, суммарном водосодержании $(Q = \int q(z) dz)$ и фазовом состоянии исследуемых облаков. Модели 9, 10 относятся к конвективным облакам с закристаллизовавшейся вершиной; причем в модели 9 мощность кристаллической зоны составляет 1 км, а в модели 10 — 2,5 км.

При интегрировании вся молекулярная атмосфера была разбита на 24 слоя переменной толщины: от 200 м в нижних слоях, до 2 км, начиная с высоты 10 км. Шаг интегрирования в облаках не превышал 200 м. Диэлектрические константы жидкой воды и льда взяты по данным [9]. Все расчеты выполнены для длин волн 0,86; 1,35; 3,2; 10 и 17 см при $\theta = 0^{\circ}$. *Таблица 1*

T.T			Параметрь	ι	1
модели	∆ <i>Н</i> , км	Т° _{н. г} С	$q_{ m max}$, г/м ³	<i>Q</i> , кг/м ²	Фазовое состояние
1	1 .		0,234	0,165	· .
2	2		0,596	0,817	5 e
3	3	+10	1,02	2,09	
4	4	к. К	1,50	4,10	капельно-
5				······································	жидкое
6	5	+0	2,02	6,89	.*
7		+20			
8					
9	8	+10	3,77	24,6	
10					смешанное
	1	•			•

Исходные	параметри	и кучевых	облаков

2. АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ РАСЧЕТОВ

Основные результаты выполненных расчетов представлены в табл. 2, а также на рис. 2, 3. Помимо суммарной яркостной температуры $(T_{\rm R})$, в табл. 2 представлены также ее составляющие, обусловленные излучением молекулярной атмосферы $(T_{\rm R}^{\rm a})$ и облака $(T_{\rm R}^{\rm 0})$.

Tabuya 2

Рассчитанные значения суммарной радиояркостной температуры и ее составляющих для различных длин волн и моделей облачной атмосферы

Iowep advects 0,86 1,35 3.2 10 1 T_a^0			,	. ,					λ, см							
T_a^0 T_a^0 T_a^a <	Томер		0,86			1,35			3,2			10			17	
1 8,8 24 33 37 40 44 0,7 3,2 4,9 0,1 2,0 2,1 2 44 23 67 19 40 59 3,9 3,0 $6,9$ 0,4 2,0 2,4 3 102 22 124 50 39 89 11 3,0 1,4 1,2 2,0 2,4 4 165 21 186 96 38 132 24 3,0 $6,9$ 0,4 7,0 2,4 5 209 20 296 38 132 24 3,0 52 $5,1$ 2,0 $4,7$ 5 209 20 239 132 24 3,0 52 $5,1$ 2,0 $4,7$ 5 209 210 152 32 23 $5,1$ $2,0$ $4,7$ 6 219 21 279 35 51 $2,7$	одели	T ⁰ ⁸	T ^a	$T_{\rm g}$. ¹⁰ .	T ^a _a	$T_{\rm ff}$	T_g^0	T_{g}^{a}	T	T_{B}^{0}	T ^{.a}	T _s	7 <mark>8</mark> 7	$T_{\rm R}^{\rm a}$	$T_{\mathbf{g}}$
	re-4	8,8	24	33	37	40	4	0,7	3,2	4,9	0,1	2,0	2,1	0,0	0,5	0,5
3 102 22 124 50 39 89 11 3,0 14 1,2 2,0 3,2 4 165 21 186 96 38 132 24 3,0 27 2,0 3,7 5 209 20 229 141 37 178 49 3,0 52 5,1 2,0 4,7 6 219 21 240 164 38 202 62 2,9 65 7,6 2,0 3,6 7 193 20 213 116 36 152 32 2,9 65 7,6 2,0 3,6 7 193 20 213 116 36 152 32 2,9 65 7,6 2,0 7,6 8 222 20 134 2,9 35 3,6 2,0 5,6 9 222 2134 2,9 35 3,6 2,0	7	44	23	67	19	40	59	3,9	3,0	6,9	0,4	5 . 0	2,4	0,2	0,5	0.7
4 165 21 186 96 38 132 24 3,0 27 2,7 2,0 4,7 5 209 20 229 141 37 178 49 3,0 52 5,1 2,0 4,7 6 219 21 240 164 38 202 62 2,9 65 7,6 2,0 7,1 7 193 20 213 116 36 152 32 2,9 65 7,6 2,0 7,1 7 193 20 213 116 36 152 32 2,9 65 7,6 2,0 7,6 8 222 20 249 157 33 25 3,6 2,0 5,6 9 222 20 134 2,9 137 25 1,8 27 9 222 20 117 2,8 120 19 1,9 21<	ŝ	102	22	124	50	39	89	11	3,0	14	1,2	2,0	3,2	0,4	0,5	0,8
5 209 20 229 141 37 178 49 3,0 52 5,1 2,0 7,1 6 219 21 240 164 28 202 62 2,9 65 7,6 2,0 9,6 7 193 20 213 116 36 152 32 2,9 65 7,6 2,0 9,6 7 193 20 213 116 36 152 32 2,9 35 3,6 2,0 5,6 8 222 20 242 218 37 255 134 2,9 137 25 1,8 27 9 2222 20 249 117 2,8 120 19 27 10 220 20 26 76 117 2,8 81 1,9 21 10 220 20 137 22 1,9 1,9 21 21	4	165	21	186	96	38	132	24	3,0	27	2,7	2,0	4,7	0'0	0,5	1,4
6 219 21 240 164 28 202 62 2,9 65 7,6 2,0 9,6 7 193 20 213 116 36 152 32 2,9 65 7,6 2,0 9,6 8 222 20 242 218 37 255 134 2,9 137 25 1,8 27 9 222 20 242 212 37 255 134 2,9 137 25 1,8 27 9 2222 20 242 212 37 249 117 2,8 170 19 27 10 220 20 240 191 38 229 78 2,8 10 1,9 12	ų	209	20	229	141	37	178	49	3,0	52	5,1	2,0	7,1	1,8	0,5	2,3
7 193 20 213 116 36 152 32 2.9 35 3,6 2,0 5,6 8 222 20 242 218 37 255 134 2.9 35 3,6 2,0 5,6 9 222 20 242 218 37 255 134 2,9 137 25 1,8 27 9 2222 20 242 212 37 249 117 2,8 170 19 21 21 10 220 20 240 191 38 229 78 2,8 81 10 1,9 21	9	219	21	240	164	8	202	62	2, 9	65	7,6	2,0	9,6	2,7	0,5	3,2
8 222 20 242 218 37 255 134 2.9 137 25 1.8 27 9 222 20 242 212 37 249 117 2.8 170 19 21 21 10 220 20 240 191 38 229 78 2,8 10 1,9 21	7	193	20	213	116	36	152	32	2,9	35	3,6	2,0	5,6	1,3	0,5	1,8
9 222 20 242 212 37 249 117 2.8 120 19 21 10 220 20 240 191 38 229 78 2,8 10 1,9 21	80	222	20	242	218	37	255	134	2,9	137	25	1,8	27	8,9	0,5	-6 ⁻
10 220 240 191 38 229 78 2,8 81 10 1,9 12	6	222	20	242	212	37	249	117	2,8	120	19	1,9	21	6,5	0,5	7,3
	10	220	20	240	191	38	229	78	2,8	18	10	1,9	12	3,7	0,5	4.2

Рассмотрим прежде всего подынтегральную функцию в уравнении (1), которая характеризует вклад различных слоев в суммарное радиотепловое излучение. Вертикальный профиль этой функции $T_{\rm H}(z)$ для некоторых моделей показан на рис. 2

Во всем рассматриваемом диапазоне условий весовая функция $T_{\rm fr}(z)$ экстремально зависит от высоты; причем положение ее максимума — уровня, в основном «формирующего» излучательную способность облака, — довольно сложным образом зависит от





длины волны, вертикальной мощности, температуры и фазового состояния облака. Для облаков сравнительно небольшой вертикальной мощности этот уровень практически совпадает с уровнем максимальной водности (рис. 2а). По мере увеличения вертикальной мощности либо уменьшения длины волны излучения максимум $T_n(z)$ смещается вниз — к центральной и нижней частям облака (рис. 2б). Такое поведение функции $T_n(z)$ объясняется как наличием экстремальной зависимости q(z), так и сильным ослаблением коротковолновых излучений, идущих вниз от центральной, и особенно предвершинной части мощного кучевого облака.

Рассмотрим теперь вклад отдельных составляющих в суммарное излучение облачной атмосферы.

Как видно из представленных в табл. 2 данных, соотношение между молекулярной T_{g}^{a} и аэрозольной T_{g}^{0} компонентами зависит как от длины волны излучения, так и от вертикальной мощности облака. В длинноволновой части рассматриваемого спектра 106

 $(\lambda > 10 \text{ см})$ молекулярное излучение преобладает даже при наличии в атмосфере облаков мощностью до 3 км (типа Cu cong). И, наоборот, на более коротких волнах основной вклад в излучение атмоферы дают облачные капли. Так, например, радиояркостная температура кучевого облака мощностью 2 км (типа Cu med) на $\lambda = 0,86$ см составляет 44 K, в то время как молекулярное излучение дает лишь 23 K.





Переходим теперь к исследованию закономерностей в поведении суммарной радиояркостной температуры облачной атмосферы. На рис. За показана зависимость T_n от вертикальной мощности конвективных облаков для разных длин волн. Кривые соответствуют моделям капельно-жидких облаков с температурой на нижней границе, равной 10° С. Как видно, и абсолютные значения T_n , и скорость ее изменения будут тем больше, чем короче длина волны и чем больше мощность облака. Так, например, при наличии в атмофере конвективного облака. Так, например, при наличии в атмофере конвективного облака мощностью 2 км значения T_n возрастают от 2,5 К на $\lambda = 10$ см до 67 К на $\lambda = 0,86$ см. При увеличении мощности облака от 2 до 5 км приращения T_n составляют 1,7 К на $\lambda = 17$ см; 4,7 К на $\lambda = 10$ см; 44,9 К на $\lambda = 3,2$ см; 120 К на $\lambda = 1,35$ см и 162 К на $\lambda = 0,86$ см. Сильная зависимость $T_n(\Delta H)$ для облаков большой вертикальной мощности нарушается лишь на длине волны 0,86 см при $\Delta H \ge 5$ км.

В этом случае, практически, достигается «насыщение» излучения, численно равное 230—240 К. Что касается превышения T_{π} на $\lambda = 1.35$ см по сравнению с T_{n} на $\lambda = 0.86$ см для облаков с малой вертикальной мощностью ($\Delta H \leq 1.5$ км), то оно легко объясняется наличием в первом случае полосы поглощения водяным паром и соответственно бо́льшим вкладом в суммарную якостную температуру излучения молекулярной атмосферы.

Выше рассматривались только капельно-жидкие облака. Наиболее развитые из них могут достичь таких высот и низких температур, где начинается интенсивная кристаллизация переохлажденных капель [3]. Рис. Зб иллюстрирует влияние кристаллизации на радиотепловое излучение облака мощностью 8 км. Кривая 8 относится к модели полностью переохлажденного облака, а кривые 9 и 10 соответствуют расчету Т_л для облака с закристаллизовавшейся верхней частью. Во всем рассматриваемом лиапазоне длин волн, исключая λ = 0,86 см, кристаллизация приводит к заметному понижению яркостной температуры. Причем этот эффект выражен тем сильнее, чем больше мощность кристаллической зоны. Наиболее замегно он проявляется вблизи $\lambda = 3,2$ см, где падение яркостной температуры за счет кристаллизации предвершинной части облака толщиной 2,5 км составляет около 55 К. Относительное изменение Т_я за счет кристаллизации максимально для самых длинных волн и составляет 55% на $\lambda = 10$ см; 56% на $\lambda = 17$ см.

Кроме фазового состояния, заметное влияние, хотя и не столь сильное, на микроволновое излучение оказывает и температура облака. Как видно из представленных в табл. 2 значений $T_{\rm H}$ для моделей 5—7, повышение температуры облака приводит к уменьшению яркостной температуры, достигающему 25°. Это объясняет-

ся	резким	уменьшением	множителя	Im	$\left(-\frac{\varepsilon-}{\varepsilon+2}\right)$	$\left(\frac{1}{2}\right)$ по	мере	увели-

чения температуры.

Несомненный интерес представляет сравнение расчетов с экспериментальными данными. К сожалению, отсутствие в известных нам работах [2, 6] сведений о вертикальной мощности кучевых облаков — основном факторе, определяющем интенсивность их радиоизлучения — заставляет пока ограничиться лишь чисто качественным сравнением. В частности, можно утверждать, что измеренные на разных длинах волн значения яркостных температур кучевых облаков, так же как и обнаруженная в этих опытах частотная зависимость T_{π} , в целом согласуются с результатами нашах расчетов.

Таким образом, в результате выполненных расчетов можно сделать следующие выводы.

1. Радиояркостная температура возрастет с увеличением мощности конвективного облака, при этом тем быстрее, чем короче длина волны излучения. Близость к «насыщению» яркостной тем-108
пературы наблюдается лишь на $\lambda = 0.86$ см в случае облаков мошностью 5 км и более.

2. Кристаллизация предвершинной части облака приводит к заметному понижению яркостной температуры, достигающему нескольких десятков градусов. Абслютное изменение Тл за счет кристаллизирующего эффекта максимально на $\lambda = 3.2$ см, а относительное — в длинноволновой части спектра.

3. Повышение температуры на нижней границе и соответственно по всей толще облака вызывает уменьшение ее яркостной температуры.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Башаринов А. Е., Гурвич А. С., Егоров С. Т. Радиоизлучение Земли как планеты: М., «Наука», 1974. 188 с.
- Земли как планеты. М., «Паука», 1974. 100 с.
 Башаринов А. Е., Кутуза В. Г. Исследование радиоизлучения и по-глощения облачной атмоферы в миллиметровом и сантиметровом диапа-зонах волн. «Труды ГГО», 1968, вып. 222, с. 100—110.
 Воробьев Б. М. К расчету замерзания капель в кучевых облаках. «Труды ЛГМИ», 1972, вып. 45, с. 93—107.

 - 4. Воробьев Б. М., Пономарева О. В. Искусственная кристаллизация мощных кучевых облаков. «Изв. АН СССР. Физика атмосферы и океана», 1975, т. 11, № 5, с. 529—534.
 - 5. Глаголев Ю. А. Справочник по физическим параметрам атмоферы Л., Гидрометериздат, 1970. 212 с.
 - Измерения пространственного распределения радиояркостных температур облаков и дождя на волнах 0,8 и 1,35 см. «Труды ЦАО», 1972, вып. 103, с. 21—30. Авт.: А. Г. Горелик, В. В. Калашников, Б. Г. Кутуза и др
 - 7. Применение радиотеплолокации в метеорологии и океанологии. Пер. с англ. Л., Гидрометеоиздат, 1969. 264 с.
 - Расчет характеристик радиотеплового излучения для различных моделей облачной атмосферы. «Труды ГГО», 1975, вып. 328, с. 93—107. Авт.: Л. П. Бобылев, М. А. Васильева, С. П. Образцов и др.
 - 9. Розенберг В. И., Воробьев Б. М. Ослабление электромагнитных волн диапазона 100 мкм 17 см в теплых и переохлажденных облаках и ту-манах. «Изв. АН СССР. Физика атмоферы и океана», 1975, т. 11. № 5, с. 526—528.
- 10. Скацкий В. И. Исследование водности кучевых облаков. -- «Тоуды ИПГ», 1969, вып. 13. 94 с.
- 11. Шифрин К. С., Рабинович Ю. И., Щукин Г. Г. Исследование поля микроволнового излучения в атмофере. «Труды ГГО», 1968, вып. 222, c. 5---18.

Ю. Е. СИДОРОВ (ЛГМИ)

МЕТОДЫ ПОВЫШЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ ПРИНЯТИЯ СТАТИСТИЧЕСКИХ РЕШЕНИЙ В ЗАДАЧАХ ОБРАБОТКИ АЭРОКОСМИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ

Во многих гидрометеорологических задачах возникает проблема оптимального статистического синтеза правил классификации и (или) оценки параметров наблюдаемых процессов. Типичными примерами таких задач являются задачи прогноза погоды пс данным наземных и спутниковых наблюдений, задачи исследования атмоферы, поверхности и глубин Мирового океана, поверхности суши с помощью аэрокосмических методов и другие. При решении таких задач весьма важным является повышение надежности и эффективности принимаемых статистических решений. в особенности при использовании нескольких решающих правил с разными критериями качества или нескольких методов классификации (оценки параметров). Например, проблема повышения надежности и эффективности решения остро встает в задачах прогноза погоды при использовании разных методов или прогностических схем, в задачах многоканального обнаружения или многоканальной оценки параметров гидрометеорологических объектов и в других.

Цель данной работы — рассмотреть некоторые методы повышения надежности принятия решений в задачах обработки гидрометеорологической информации, получаемой с помощью аэрокосмических средств, и предложить оптимальные решающие схемы.

1. Оптимальный выбор решающего правила из группы правил

Одним из методов повышения надежности принятия статистических решений является метод коллективного принятия решений, возникающий при объединении (комплексировании) ряда решающих правил (в том числе с разными критериями качества) в коллектив. Нас будет интересовать оптимальный выбор решающего правила (входящего в коллектив), которое и будет принимать решение (например, осуществлять классификацию). При дальнейшем изложении мы будем использовать основные идеи работ [1, 2],

в которых рассматривались вопросы коллективного принятия решений в задачах медицинской диагностики и при построении систем распознавания образов.

Одним из наиболее простых методов организации коллектива решающих правил является известный из теории построения избыточных схем [3] метод голосования, графическая интерпретация которого представлена на рисунке. Здесь обозначено: X — наблюдаемая реализация процесса, выборка; $M_i - i$ -е решающее правило, i = 1, n; S_i — решение, принимаемое *i*-м правилом; M — решающее правило коллектива; S — решение коллектива.





Возможны различные виды голосования, определяющие струкгуру алгоритма принятия решения коллективом решающих правил. При равноправном голосовании ошибка большинства приведет к принятию неверного решения, хотя и было право меньшинство. При делении голосующих на более и менее «авторитетных» (голосование с ранжированием) ошибка «авторитета» с большим рангом станет, как правило, и ошибкой коллектива, хотя число ошибок здесь уменьшается за счет исключения из голосования «плохих» («малоавторитетных») членов коллектива.

Неудовлетворительность алгоритмов с перечисленными видами голосования вызвана их предпрограммированностью (негибкостью структуры). Если в общем виде алгоритм $M = M(S_1, \ldots, S_n)$ (см. рисунок) может быть условно записан в виде $M = \sum_{i=1}^{n} \xi_i S_i$, где ξ_i — соответствующим образом нормированный вес *i*-го решающего правила, $S_i = M_i(X)$, i = 1, n, то негибкость алгоритма может быть связана с постоянством весов $\xi_i = \text{const}$, которые при равноправном голосовании равны, а при голосовании с ранжированием пропорциональны рангам. Поэтому целесообразно иметь перестраивающийся в зависимости от ситуации алгоритм голосо-

вания, в котором веса ξ_i зависят от реализации $X : \xi_i = \xi_i(X)$. Такой алгоритм называется адаптивным.

Характер зависимости $\xi_i(X)$ может быть самым различным. Но для задачи выбора одного решающего правила из коллектива правил необходимо, чтобы $\xi_i(X)$, i = 1, n, принимали одно из двух значений: 0 или 1, причем $\sum_{i=1}^{n} \xi_i(X) = 1$. Иными словами, наблюдая реализацию (выборку) X, необходимс найти в коллективе такое решающее правило, которое с наибольшей вероятностью примет правильное решение. Это решение и будет решением коллектива.

Процедура принятия решения коллективом решающих правил состоит из двух этапов. На первом из них определяется, какое из п решающих правил должно принимать решение о классификации или об оценке параметра; этот этап в терминах теории распознавания образов называется этапом распознавания решающих правил. На втором этапе выбранное решающее правило принимает

решение о принадлежности X к одному из множеств A_i , i = 1, n. На первом этапе задачу распознавания решающих правил можно решать с помощью любого известного метода многоклассового распознавания, например с помощью метода потенциальных функций, байесова метода и других [4, 5]. В работе [2] для решения задачи распознавания решающего правила, которому отдается предпочтение при принятии решения об отнесении Х к какому-либо множеству, используется байесово правило. В соогветствие с ним решение в данной ситуации Х принимает то решающее правило, вероятность принадлежности ситуации Х к области В приоритета которого максимальна, т. е.

$$M_i: X \in \mathcal{B}_i^*: P \{ \mathcal{B}_i^* | X\} = \max_i P \{ \mathcal{B}_i | X\}, \quad i = 1, n.$$
 (1)

Несложно показать, что вероятность ошибки І рода при классификации коллективом решающих правил не выше вероятности сшибки I рода при классификации наилучшим из его членов, ибо в каждой ситуации решение принимает наилучшее в этой ситуации правило [2].

На втором этапе выбранное решающее правило осуществляет классификацию или оценку параметра с помощью какого-либо метода статистического синтеза в зависимости от урозня имеющейся у наблюдателя априорной информации [6, п. 2.1].

Очень важно, что в коллектив могут включаться вешающие правила любого вида и с разными критериями качества, что позволяет получить оптимальное и в смысле надежности решающее правило, выработанное таким коллективом. Кроме того, при использовании метода коллективного принятия решений эффективность решения (веротность правильной классификации или оценки параметра) увеличивается [2].

Прототипом коллектива решающих правил является врачебный консилиум, в который входят специалисты с различными «решающими правилами» [1] и, естественно, с разными критериями качества этих правил. Метод коллективного принятия решения может быть полезен в задачах долгосрочного прогноза погоды, особенностью которых является наличие нескольких научных школ. Каждая из этих школ выработала свои прогностические схемы, использующие разные признаки (критерии). Поэтому в этих задачах актуален вопрос о принятии оптимального решения на основе комплексного применения различных прогностических правил [7].

2. Синтез оптимального результирующего правила по совокупности неравнозначных решений

Другим методом повышения надежности принятия статистических решений при наличии нескольких неравнозначных решений (в том числе решений, принятых по различным критериям) является метод синтеза оптимального результирующего правила, учитывающего все первоначальные решения. Этим этот метод отличается от вышеизложенного, где выбиралось одно, лучшее, правило из группы правил.

Ситуации, где возникает вопрос о необходимости синтеза результирующего правила по совокупности решений, встречаются в задачах многоканального обнаружения сигналов или многоканальной оценки их параметров, в задачах классификации гидрометеорологических объектов по разным критериям, в задачах прогнозирования погоды с помощью различных методов (прогностических схем) и в других. Например, при прогнозировании по ряду методов, использующих разные признаки, для повышения надежности целесообразно иметь результирующее правило, которое бы учитывало эффективность (ценность) каждого отдельного метода. Такое правило может быть получено в два этапа.

На первом этапе путем сравнения прогнозируемого явления (например, возможного состояния атмоферы) с действительным (имеющим место) принимаются отдельные решения: если прогноз по методу A оправдался, то решение считается успешным и ему условно приписывается символ «1»; если прогноз по методу Б не оправдался, то решение считается неудачным и ему приписывается символ «0», и т. д. На втором этапе определяется результирующее правило, основаное на произвольной совокупности отдельных решений первого этапа, причем это правило должно учитывать неравнозначность отдельных решений первого этапа. Иными словами, на втором этапе должен быть учет веса (или значимости) каждого из признаков, на которых основывается тот или иной метод прогноза.

Формализуем такую постановку проблемы синтеза оптимального результирующего правила,

8 Зак. 273

1. Пусть имеется m отдельных решений первого этапа, являющихся независимыми случайными величинами x_i , принимающими значения «1» («успех») или «0» («неуспех») с вероятностями

 $p_i = P\{x_i = 1\}$ и $q_i = 1 - p_i$ соответственно, i = 1, *m*. Вероятности p_i характеризуют эффективность *i*-го решения первого этапа (эффективность *i*-го метода прогнозирования) и в общем случае априорно неизвестны.

2. Естественно считать, что при оправдании прогноза степень значимости каждого отдельного решения x_i определяется величиной соответствующей вероятности p_i . Действительно, тот метод прогноза (или тот признак) более значим, который с большей вероятностью приводит к успеху. Поэтому целесообразно осуществить операцию ранжирования величин x_i , $i = \overline{1, m}$, расположие их в порядке увеличения значимости. Предположим, что это увеличение значимости согласуется с формулой [8]: $p_i = \frac{1}{[1 + \exp{\{-(a + bi)\}}]}$, $i = \overline{1, m}$, где a и b— неизвестные параметры (параметрическая априорная неопределенность [6, 7]).

3. Если прогноз (любыми методами) не оправдался, то параметр b = 0 и все p_i одинаковы и равны $1/[1 + \exp{\{-a\}}]$, т. е. при неоправдываемости прогноза значимость всех решений x_i одна и та же.

При этих предположениях задача синтеза результирующего решающего правила эквивалентна задаче проверки двух сложных статистических гипотез о параметрах a и b: H:b=0, K:b>0, параметр a неизвестен и является мешающим (— $\infty < a < \infty$).

Желательно, чтобы результирующее правило не зависело от неизвестных параметров реальных гидрометеорологических процессов и их распределений и обладало стабильной вероятностью ложного решения (вероятностью ошибки І рода) при любых значениях параметров и любых распределениях. Правило с такими свойствами можно найти в классе несмещенных правил проверки сложных статистических гипотез с мешающими параметрами, основанных на рангах отдельных решений [8].

Будем считать, что имеется всего k «успехов» среди x_1, x_2, \ldots, x_m отдельных решений ($k \ll m$), причем «успехи» наблюдались при x_1, x_2, \ldots, x_k решениях. Расположим эти успешные решения в порядке возрастания их номеров $s_1 < s_2 < \ldots < s_k$. Тогда можно показать, что существует равномерно наиболее мощное несмещенное (РНМН) ранговое правило проверки гипотезы H,

которое отклоняет ее, если сумма рангов $R = \sum_{j=1}^{\infty} s_j$ слишком ве-

лика, т. е. [8]

где C — порог.

114

$$R > C$$
,

(2)

Порог С определяется по заданной вероятности а ошибки первого рода из условия

$$E_H[R > C] = \alpha, \tag{3}$$

где усреднение $E[\cdot]$ проводится по распределению R при гипотезе Н. Как видно из равенства (3), порог С не зависит от неизвестных параметров а и b.

Итак, результирующее решающее правило (2), (3) обладает следующими практически ценными свойствами: а) не зависит от неизвестных параметров наблюдаемых гидрометеорологических процессов и их распределений; б) имеет постоянную вероятность ошибки первого рода при любых значениях параметров и любых распределениях наблюдаемых данных, причем порог не нуждается в подстройке в процессе работы соответствующего устройства под фактические значения параметров; в) имеет максимальную эффективность в классе всех несмещенных ранговых правил, так как является РНМН; г) удобно для реализации в быстродействующих ЭЦВМ. Эти свойства позволяют надеяться на использование этого правила в автоматизированных эргатических системах обработки информации в условиях априорной неопределенности.

Выводы. Рассмотренные методы решения проблемы оптимального статистического синтеза правил классификации и (или) оценки параметров при наличии нескольких решений (критериев, методов) конструктивны, приводят к эффективным и удобно реализуемым в ЭЦВМ алгоритмам, повышают надежность и эффективность принимаемых решений и могут быть рекомендованы для практического использования при создании систем обработки аэрокосмической информации.

ЛИТЕРАТУРА

- Андреев Н. А., Растригин Л. А., Эренштейн Р. Х. Об одной мо-дели работы консилиума. В кн.: Адаптивные системы, вып. 2. Рига, «Зинатне», 1972, с. 16—25.
 Растригин Л. А., Эренштейн Р. Х. О принятии решения коллекти-вом решающих правил. «Известия вузов МВ и ССО СССР Приборо-тросчики. 1972. с. 16. 1. с. 21. 25.
- вом решающих правил. «известия вузов мів и ССО СССР приооростроение», 1973, т. 16, № 11, с. 31—35.
 Я пирс У. Построение надежных вычислительных машин. Перев. с англ. Б. Л. Обсиевича, Л. Я. Розенблюма. М., «Мир», 1968. 270 с.
 Себестиан Г. С. Процессы принятия решений при распознавании образов. Перев. с англ. под ред. В. И. Иваненко. Киев, «Техника», 1965. 151 с.
 Нильсон Н. Обучающиеся машины. Перев. с англ. под ред. Э. М. Бравер-исто и М. М. С. 180.

- Нильсон Н. Обучающиеся машины. Перев. с англ. под ред. Э. М. Бравермана. М., «Мир», 1967. 180 с.
 Сидоров Ю. Е. Методы статистического синтеза алгоритмов обработки аэрокосмической информации. Учебное пособие. Под ред. С. В. Солонина. Л., изд. ЛПИ им. М. И. Калинина, 1977. 76 с. (ЛГМИ).
 Кондратович К. В., Сидоров Ю. Е. О задачах, физическом содержании и статистических методах классификации макрометеорологических процессов. «Метеорология и гидрология», 1977, № 1, с. 36-43.
 Леман Э. Проверка статистических гипотез. Перев. с англ. Ю. В. Прохорова. М., «Наука», 1964, 500 с.
- рова. М., «Наука», 1964. 500 с.

8*

А. Е. ПРИГОДИЧ (Северо-Западное УГМС)

СТАТИСТИЧЕСКИЙ КОМПЛЕКСНЫЙ МЕТОД КОНТРОЛЯ ОПЕРАТИВНЫХ ДАННЫХ О ГЕОПОТЕНЦИАЛЕ НА УРОВНЕ ИЗОБАРИЧЕСКИХ ПОВЕРХНОСТЕЙ

Машинный контроль оперативных данных является неотъемлемой частью автоматизированных систем обработки метеорологической информации. Возрастающие требования к повышению ее точности обусловливают необходимость совершенствования систем контроля, в которых заключение об ошибочности данных, их исправление или отбраковка производятся несколькими методами [1-5, 13, 15 и др.].

Ниже изложены некоторые результаты, полученные нами при разработке, создании и эксплуатации оперативной системы статистического комплексного контроля данных о геопотенциале на шести уровнях от 1000 до 200 мбар (по территории от Америки до Якутин и от Африки до Арктики).

В работе реализовано трехмерное достраивание отсутствующих или искаженных данных до полного набора [3, 14, 15, 17]. Это позволило избежать нарушения согласованности данных по вертикали, уменьшить потери информации, использовать елиные для всей тропосферы веса и тем самым значительно сократить затраты машинного времени при последующем проведении объективного анализа, а сам анализ проводить по более полной схеме, применяя оптимальную интерполяцию нормированных отклонений от нормы.

Кроме того, значительное внимание было уделено исправлению сложных ошнбок (в сообщении со станции содержится более одной ошибки), в том числе так называемых ошибок зондирования. Последние обычно отбраковывались [4, 13], нами сделана попытка исправлять их.

Для рассматриваемой системы характерно использование достаточно узких допусков. Это позволило исправлять относительно небольшие по величине ошибки (среди них методические погрешности определения геопотенциала уровня 1000 мбар), которые пропускались ранее использовавшимися методами. С целью учета различий структуры поля геопотенциала введены несимметричные допуски.

Длительное время широко применялась процедура «попытки реабилитации» подозреваемых на ошибку данных [2, 4, 13]. Затем

в работе [1], а также независимо и нами, были обнаружены при этом случаи резкого снижения чувствительности контроля и пропуска крупных ошибок (порядка 20 дам на верхних уровнях). Поэтому пришлось огказаться от использования указанной процедуры.

Описываемая система комплексного контроля начинается с процедур раскодирования данных и предварительного контроля. К особенностям первой следует отнести использование более надежных, чем обычно [2], разграничивающих цифр кода FM-35: *HHH*₈₅₀ = 780, *HHH*₇₀₀ = 330; вторая процедура выполняет функции отбраковки случайных или содержащих более четырех ошибок сообщений и ликвидации недопустимых машинных изображений цифр.

В предлагаемой системе реализовано пять частных методов.

1. Горизонтальный контроль (ГК), основанный на проверке неравенства

$$H_{\rm r}' - kk_1 \sqrt{\sigma^2 \varepsilon^2 + \delta^2} \ll H' \ll H_{\rm r}' + kk_2 \sqrt{\sigma^2 \varepsilon^2 + \delta^2},$$

где H', H'_r — проверяемое и рассчитанное с помощью оптимальной интерполяции значения отклонений геопотенциала эт нормы на рассматриваемом уровне; σ — среднее квадратическое отклонение; ε^2 — мера ошибки интерполяции; δ — средняя квадратическая случайная ошибка определения геопотенциала; k_1 , k_2 — коэффициенты, учитывающие различие структуры поля в цикло- и антициклонических образованиях; k — коэффициент, отражающий уменьшение возмущающих воздействий подстилающей поверхности с высотой.

Поля значений σ подготовлены для средних месянев сезонов по материалам работ [6, 7, 11] и заданы, так же как и нормы геопотенциала \overline{H} за каждый месяц, по территории северного полушария в узлах широтно-долготной сетки $10 \times 20^{\circ}$.

Поскольку значения величины δ , определенные по материалам работ [8, 10, 12, 16], а также коэффициентов k, k_1 , k_2 представляют самостоятельный интерес, они приведены в табл. 1. Для указанных значений ГК пропускает без подозрения на ошибку около 97% верных данных (станций).

Таблица 1

Managara				2	Уровени	ь, мбар				
параметр	1000	850	70 0	500	400	300	250	200	150	-100
б, дам	0,4	0,4	0,6	1,0	1,4	1,9	2,3	2,7	3,2	3,8
k	3,60	3,56	3,53	3,49	3,46	3,43	3,40	3,37	3,34	3,30
k_1	1,25	1,22	1,20	1,18	1,17	1,16	1,15	1,11	1,08	1,05
k_2	0,85	0,83	0,84	0,86	0,88	0,90	0,92	0,93	0,94	0,95
	1	1	I	1	۱.	1	1	1	I	1

Значения параметров, используемых при горизонтальном контроле

2. Вертикальный контроль (ВК), использующий неравенство $H'_{B} - \Delta H \ll H' \ll H'_{B} + \Delta H$,

где $H'_{\rm B}$ — значение отклонения геопотенциала от нормы, определенное методом оптимальной интерполяции по данным на соседних уровнях [5, 17]; ΔH — допустимые невязки ВК [15]. Этот контроль сравнительно чувствителен к точности и согласованности полей норм. Примененный к верным данным, он пропускает около 99,5% станций.

3. Потенциальный контроль (ПК), являющийся частным слу чаем метода статистического анализа производных, базируется на неравенствах

$\theta_{\min} \leqslant \theta \leqslant \theta_{\max}, \quad \Delta \theta_{\min} \leqslant \delta \theta \leqslant \Delta \theta_{\max}, \quad \Delta^2 \theta_{\min} \leqslant \delta^2 \theta \leqslant \Delta^2 \theta_{\max},$

где θ , $\delta\theta$, $\delta^2\theta$ — средняя потенциальная температура слоя и ее первая и вторая конечные разности, рассчитанные по проверяемым данным о геопотенциале; θ_{\min} , θ_{\max} , $\Delta\theta_{\min}$, $\Delta\theta_{\max}$, $\Delta^2\theta_{\min}$, $\Delta^2\theta_{\max}$, $\Delta^2\theta_{\min}$, $\Delta^2\theta_{\max}$, $\Delta^2\theta_{\min}$, $\Delta^2\theta_{\max}$, $\Delta^$

4. Контроль по допустимым пределам величины геопотенциала (ДК), учитывающий соотношения

$$H_{\min} \ll H \ll H_{\max}, \quad -3.8\sigma \ll H' \ll 3.6\sigma,$$

где H_{\min} , H_{\max} — минимальное и максимальное значения геопотенциала H. Это наименее чувствительный метод. Относительно важен он для слабо освещенных районов с малой изменчивостью геопотенциала и сложными физико-географическими особенностями, так как в случае возникновения здесь трудно контролируемой ошибки зондирования [1] данные могут довольно скоро выйти за его пределы. Для ряда уровней (выше 700 мбар) он одновременно производит проверку отсутствия данных. ДК пропускает около 99,5% верных данных.

5. Контроль толщины слоя (ТК), производящийся с помощью выражения

$\delta H'_{\rm r} = 0.6\overline{D}_{\rm rm} \leqslant \delta H' \leqslant \delta H'_{\rm r} + 0.5\overline{D}_{\rm rB}$

где $\delta H'$, $\delta H'_r$ — рассчитанная по проверяемым данным и проинтерполированная по горизонтали разность значений H' между

верхним и нижним уровнями слоя; $\overline{D}_{\text{гн}}$, $\overline{D}_{\text{гв}}$ — среднес значение допусков горизонтального контроля для уровней, ограничивающих слой, в направлении вниз и вверх соответственно.

В рассмотренном виде ТК задерживает около 5% верных данных. В связи с этим он включается только для контроля данных со сложными ошибками.

Первые два метода являются основными, так как позволяют не только обнаруживать ошибки, но и исправлять их; остальные вспомогательными.

При проверке информации отдельной станции каждый метод формирует логический вектор достоверности данных на каждом уровне $L = \{l_i\}$, определяет число уровней с сомнительными данными N и выводит заключение M о верности информации всей станции. Будем считать, что $M_h = 0$, если при проверке данных k-ым методом они признаются верными; M = 0, если $M_1 \wedge M_2 \wedge M_3 / M_4 \wedge M_5 = 0$ (индексы $k = 1 \div 5$ соответствуют номерам выше перечисленных методов). Все методы таким же образом производят контроль каждого исправления; лишь после его выполнения можно считать предлагаемое исправление удавшимся.

На первом этапе контроля осуществляется процедура разделения данных на верные и ошибочные, позволяющая уменьшить неопределенность результатов ГК при наличии нескольких ошибок в информации как проверяемой, так и влияющих станций. Разделение выполняется путем проверки всего массива информации последовательно каждым из следующих методов: ДК, ВК, ПК, ГК. Данные, получившие метки ошибочности от первых трез методов, не берутся в качестве влияющих при ГК. Заметим, что в итоге в массив ошибочных данных может попасть некоторое количество верных и наоборот; окончательно этот вопрос решается на этапе исправления ошибок.

Успешность работы системы существенно зависит от соблюдения в ней стратегии, обеспечивающей наименьшую вероятность ошибочных заключений. Укажем некоторые способствующие этому решения:

исправление вначале простых, затем сложных ошибок;

- исправление сначала грубых, затем небольших ошибок;

— исправление данных, начиная с наиболее освещенных районов;

 достраивание отсутствующих данных, начиная с более полных наборов;

- включение исправленных данных в число верных;

— повторение разделения данных после исправления простых онимбок.

При описании алгоритмов внимание будет акцентировать на отборе случаев, предположительно содержащих ошибку определенного типа, и их исправлении.

1. Исправление простых ошибок в данных, отмеченных ДК. Анализируются следующие вероятные заключения компонентов $M_4 = 1$, $M_1 = 0 \lor 1$, $M_2 = 0 \lor 1$, $M_3 = M_5 = x$ (буква x озна-

чает, что результаты данного контроля не учитываются). Различаются четыре вида ситуаций в соответствии с возможными сочетаниями M_1 и M_2 .

В первых двух ситуациях ($M_2 = 1$, $M_1 = 0 \lor 1$) при отборе используется дополнительно условие $N((L_4 \lor L_1) \land L_2) = 1$ Место ошибки l определяется вектором $L = (L_4 \lor L_1) \land L_2$.

Исправление данных на уровне l производится согласно формуле исправления простых ошибок:

$$\vec{H}_{l} = 0,5 \left[H_{lr} + 0,5 (H_{l-1} - H_{l-1r} + H_{l+1} - H_{l+1r}) + H_{l} \right], \quad l=2 \div 5.$$
(1)

Для крайних уровней это выражение соответственно модифицируется. Поясним, что в формуле (1) используются результаты горизонтальной и вертикальной интерполяции, взятые с равными весами. При этом горизонтальная интерполяция производится с «опорой» на результаты измерения на верных уровнях, что позволяет учесть погрешность самой интерполяции в конкретном синоптическом и географическом положениях. Если, используя просто результаты интерполяции, можно с приемлемой точностью (1-2 дам в нижней и 3-4 дам в верхней тропосфере) исправлять ошибочные значения в 60-70% случаев [2, 9], то при использовании данной методики это можно делать в 80-90%, причем в остальных случаях резко уменьшается количество крупных ошибок интерполяции.

В последних двух ситуациях ($M_2 = 0, M_1 = 0 \lor 1$) выбор варианта исправления осуществляется путем детального анализа вектора $L = L_4 \lor L_1$. Различаются случаи, когда уровни отмечены внизу, в середине, вверху, внизу и вверху набора одновременно. Ошибки классифицируются по нескольким типам: простые (рассмотрены выше), слоя P_c — 1000, зондирования, сложные (рассматриваются ниже).

2. Исправление данных, отмеченных при их разделении ВК.

Заключения компонентов: $M_2 = 1$, $M_1 = 0 \lor 1$, $M_4 = 0$, $M_3 = M_5 = x$. Различаются два вида ситуаций в соответствии с разными значениями М1.

А. Имеем $M_1 = 1$ (ГК реагирует на ошибку). Тогда из проверяемой группы сообщений отбираем случаи одиночных ошибок, используя условие N(L) = 1, где локализующий ошибку вектор $L = L_2 \wedge L_1$ [4, c. 255].

Б. М₁ = 0 (ГК не реагирует). Поскольку результаты ВК (как и ПК) «размыты» по вертикали, то возникает серьезная проблема локализации ошибки, которая решается другим способом. Именно, ищем уровень, на котором наблюдается наибольшее уклонение от прямой регрессии, построенной отдельно для каждой из следующих величий:

$$d_{\rm B} = H' - H'_{\rm B}; \quad d_{\rm F} = H' - H'_{\rm F}; \quad d_{\rm BA} = d_{\rm B}/\Delta H$$
 (2)

(подробнее об этом в п. 3Б). В результате мы получаем три указания места ошибки $l_{\rm B}$, $l_{\rm r}$, $l_{\rm B\Delta}$ из которых выбираем уровни, совпадающие между собой.

Исправление в обоих случаях ведем по выражению (1).

3. Исправление данных, отмеченных ПК.

Здесь рассматриваются случаи простых небольших ошибок или случаи с аномальной стратификацией геопотенциала. Различаются два варианта в зависимости от реакции ГК.

два варианта в зависимости от реакции ГК. А. Заключения компонентов: $M_3 = 1$, $M_1 = 1$, $M_2 = M_4 = 0$, $M_5 = x$. При отборе дополнительно используется условие N(L) = 1, где $L = L_1 \wedge L_3$ — вектор, определяющий место ошибки. Исправление производится по формуле (1).

ление производится по формуле (1). Б. Заключения компонентов: $M_3=1$, $M_1=M_2=M_4=0$, $M_5=x$. Локализация ошибки производится с помощью следующих расчетов. Вначале, используя значения аргумента \overline{H} и функции d на всех уровнях, рассчитывается методом наименьших квадратов уравнение регрессии

$$\widetilde{d} = a_0 + a_1 \overline{H}.$$
 (3)

Далее среди уровней, отмеченных ПК, находится уровень *l* с наиболее уклоняющимся от найденной прямой значением функции:

$$l = l(c_{\max}), \quad c_i = |d_i - \widetilde{d_i}| = |d_i - a_0 - a_1 \overline{H_i}|.$$

Такое определение делаем дважды: при помощи горизонтальной н вертикальной интерполяции. Если $l_{\rm r} = l_{\rm B}$, то искомый уровень найден правильно. Тогда, используя формулы (2) и (3), вычисляем исправленное значение

$$\widetilde{H}'_l = H'_{l\,\mathrm{u}} + a_0 + a_1 \overline{H_l}, \qquad (4)$$

где H'_{1 н} — значение, определенное интерполяцией.

При малых значениях величины $|\vec{d}_r| = \sum_{i=1}^{5} |d_{ir}|/6$ или крайних

уровнях в формуле (4) используются результаты горизонтальной, иначе — вертикальной интерполяции. На этом заканчивается исправление простых ошибок.

Далее производится ликвидация всех меток, повторение разделения данных и исправления простых ошибок. В единичных случаях это может сопровождаться исправлением новых простых ошибок, а также некоторым перераспределением меток сложных ошибок.

Перейдем к исправлению сложных ошибок.

4. Исправление ошибок слоя P_c — 1000.

Под ошибками слоя $P_c - 1000$ понимаются ошибки обычно вызываемые просчетами в определении давления на уровне стан-

ции P_c и по своему воздействию на данные подобные обычным ошибкам слоя (относительной топографии), но сказывающиеся на данных всех уровней (с 1000 мбар для равнинных станций). Вблизи станции с подобной ошибкой ряд верных данных может быть заподозрен, что весьма нежелательно.

Заключения контролей: $M_1 = 1$, $M_2 = M_3 = M_4 = 0$, $M_5 = x$. После отбора всей группы данных необходимо расположить их в порядке убывания величины $|H'_1 - H'_{1r}|$, ибо значение ее обычно наибольшее как раз в сообщении, действительно содержащем ошибку. Дополнительным условием отбора взято заключение ГК о сомнительности данных не менее, чем на двух нижних уровнях.

Исправление производится по обычной формуле

$$\dot{H}'_i = H'_i - (H'_1 - H'_{1r}), \quad i = 1 \div 6.$$

После исправления данных первой станции, у других станций производится еще раз ГК с целью подтверждения необходимости подобного исправления. Если эта необходимость не подтвердится, то метка сомнительности снимается.

5. Исправление ошибок зондирования.

В данных о геопотенциале содержатся ошибки зондирования в диапазоне от малых (случайных) до весьма крупных. Из них поддается исправлению часть средних и крупных ошибок.

Изучение вопроса позволило создать и использовать при исправлении следующую модель ошибки зондирования: данные геопотенциала верны на уровнях 1000 и 850 мбар; выше ошибка монотонно нарастает, достигая максимума на уровне 200 мбар; при этом происходит большей частью (в 65% случаев) завышение геопотенциала в антициклонических и занижение в циклонических образованиях; ГК обнаруживает ошибки, начиная с уровня не ниже 500 мбар и везде выше. В данную схему укладывается около 90% случаев.

Отбор случаев ведется на основе заключений компонентов: $M_1 = 1, M_2 = 0 \lor 1, M_3 = 0 \lor 1, M_4 = 0, M_5 = x$. и дополнительного условия:

 $(L_1 = 000111) \lor (L_1 = 000011) \lor (L_1 = 000001)$

Исправление ведется по выражению

$$H'_{i} = H'_{ir} + H'_{2} - H'_{2r} + k_{i}(H'_{i} - H'_{ir}), \quad i \ge 3,$$

где k_i — эмпирически подобранные коэффициенты: $k_{700} = 0,25$; $k_{500} = 0,20$; $k_{300} = 0,15$; $k_{200} = 0,12$.

6. Реабилитация данных.

При использовании узких допусков часть верных данных может вызвать сомнение. Такие данные желательно реабилитировать — снять метку сомнительности. По существу реэбилитация 122 уже рассматривалась при исправлении ошибки слоя $P_c - 1000$. Здесь рассматривается реабилитация данных у станций, находящихся в районе интенсивных высотных холодных циклонов (теплых антициклонов). Отбор случаев ведется по заключению контролей: $M_1 = 1$, $M_2 = M_3 = M_4 = 0$, $M_5 = x$ и выполнению условий

$$(L_1 = 001110) \lor (L_1 = 001100) \lor (L_1 = 000110) \lor (L_1 = 000010).$$

7. Исправление ошибок одного слоя. Отбор случаев ведется по условию

$$\left((M_5 \vee M_1 \vee M_2 \vee M_3 \vee M_4) = 1 \right) \land (N_5 = 1).$$

Место ошибки определяется вектором L₅.

Исправление ошибки слоя *l* производится по формуле

$$H'_{i} = H'_{i} - (\delta H'_{l} - \delta H'_{lr}), \quad i \ge l+1.$$

8. Исправление двух-трех крайних уровней.

Сюда относятся случаи искажения или отсутствия данных на крайних уровнях по причине преждевременного окончания зондирования, обрезания телеграммы программой первичной обработки, высокого расположения станции, неправильного раскодирования данных нижних уровней и др.

вания данных нижних уровней и др. Заключения контролей: $M_1 = M_4 = M_5 = 1$, $M_2 = M_3 = x$.

Различаются два вида ситуаций.

А. Исправление данных верхних уровней.

При анализе векторов достоверности данных на отдельных уровнях с целью приведения в соответствие меток уровней и слоев допускается сдвиг вектора L_5 .

Дополнительное условие отбора:

$$\left(\left(L_1 \lor L_4 \lor L_5\right) = 000011\right) \lor \left(\left(L_1 \lor L_4 \lor L_5\right) = 000111\right) \land (N_5 \leqslant 3).$$

Исправление данных производится последовательно по уровням снизу вверх. При этом учитывается дополнительно экстраполяция разности ($H' - H'_{r}$), определенной по данным на известных уровнях. Приведем выражение для исправления данных на уровне 500 мбар (i=4)

$$\widetilde{H}'_{4} = H'_{4r} + 1,25 (H'_{3} - H'_{3r}) - 0,15 (H'_{2} - H'_{2r}) - 0,10 (H'_{1} - H'_{1r}).$$

Б. Исправление данных нижних уровней.

Употребляются подобные по структуре формулы; приводить их не будем.

9. Исправление ошибок любых двух-трех уровней.

Заключения контролей: $M_1 = M_2 = M_3 = M_4 = M_5 = 1$.

Локализация ошибки производится по L1. Исправление производится путем интерполяции слоев по горизонтали; формула вытекает из выражения (1)

$$\widetilde{H}'_{i} = H'_{ir} + 0.5 (H'_{i-1} - H'_{i-1r} + H'_{i+1} - H'_{i+1r}), \quad i = 2 \div 5.$$

При i = 1; 6, как и в случае отсутствия одного соседнего к исправляемому уровня, выражение модифицируется.

Подчеркнем, что здесь используется лишь одна горизонтальная интерполяция; это опровергает нередко высказываемое утверждение о невозможности исправления данных о геопотенциале с помощью одного ГК.

10. Сглаживание данных.

Отметим необходимость применения процедуры сглаживания данных аэрологических станций, которая может возникнуть как при неустойчивой работе комплекса приборов радиозондирования атмосферы или при сложных погодных условиях, так и при наличии нескольких мелких ошибок.

Критерии отбора таких случаев создать затруднительно. Поэтому сглаживание применяется как способ исправления вероятных ошибок в качестве составной части ряда рассмотренных вариантов исправления или даже самостоятельной процедуры.

Используется простая формула сглаживания, в которой веса не зависят от густоты сети и других факторов

$$H'_{i} = 0,50 H'_{i} + 0,25 H'_{i} + 0,25 H'_{i}$$
, $i = 1 \div 6$.

Несмотря на значительные величины последних коэффициентов следует считать сглаживание умеренным по величине. Его можно проводить как для всех уровней, так и только для уровней подозреваемых каким-либо из компонентов.

Данное сглаживание отличается от сглаживания профиля геопотенциала путем исправления данных одного уровня (см. п. 3). 11. Исправление ошибок двух-трех слоев.

Наличие в данных двух-трех собственно ошибок слоя явление маловероятное, однако под эту рубрику попадает ряд случаев сложных ошибок, например, совместное наличие одной ошибки

слоя и одного ошибочного уровня и др. Заключения контролей: $M_1 = M_2 = M_3 = M_4 = M_5 = 1$. Дополнительное условие: $(N_5 = 2) \lor (N_5 = 3)$. Методика исправления основывается на том факте, что при наличии нескольких ошибок слоя все они входят в значения на вышележащих уровнях независимо одна от другой, и сводится к повторению процедуры исправления ошибок одного слоя N₅ раз. Ввиду неоднократного использования горизонтальной интерполяции слоев точность исправления снижается с высотой.

На этом исправление данных заканчивается. Данные с ошибками, которые программа не смогла исправить, отбраковываются с выводом из ЭВМ необходимой для анализа информации.

Проанализируем полученные результаты.

Рассмотрим сеанс контроля по данным за 00 ч 23.01.1975 г. Были введены сообщения 261 станции. Исправлено 14 простых сшибок. Среди них ошибка в 3 дам на уровне 850 мбар у станции 07480. Любопытно, что синоптик, анализируя карту, изменил данные у соседней верной станции. Выявлено и исправлено 5 случаев с ошибками зондирования (станции 02836, 06181, 29612, 29865, 72836 завышали H_{200} на 10—20 дам). Заметим, что ранее использовавшийся контроль вообще пропустил эти данные в число верных. Исправлены 3 станции, в данные которых внес свои ошибки статический контроль. Исправлены две действительно сложные ошибки на станциях 02062, 38880. Сглажены данные станции 12330, после чего они стали лучше согласовываться с показаниями окружающих станций.

Всего исправлено 27, отбракована 1 станция (с данными только на двух уровнях); при реабилитации пропущены 2 небольшие ошибки.

При помощи комплексного контроля были проверены исходные данные двух выборок: за январь 1971 г. (1163 сообщения) и за июль 1975 г. (3010 сообщений). В первом случае комплексный контроль применялся автономно, во втором — ему предшествовал статический. Несмотря на последнее оказалось, что успешности контроля различаются мало. Это позволило объединить результаты и привести их в табл. 2. В ней номерами «0» и «12» обозначены графы отбраковки данных соответственно предварительным и основным контролями; номера других граф соответствуют номерам вариантов в тексте.

Таблица 2

Результаты проверки данных о геопотенциале комплексным контролем (количество исправлений); 4173 телеграммы за январь 1971 и июль 1975 гг.

					Bap	иантн	a al	пгори	тма	прин	ятия	реш	ений				
Оценка	0	1	2A	2Б	3A	3Б	4	5	6	7	8A	86	9	10	11	12	Bcero
+	14	i43	64	18	7	27	6	38	79	11	50	1	49	9	25		547
+	3	1	2	3		9	7	3	52	4	1	4	9	6	6	6	111
		1	1	10		3	4	1	11			2	4	2	5	1	43
\times		3		1		3			8				2	4	1		22
				•													4 - 4 f f

При анализе результатов ставилась оценка «+» в случае верного исправления ошибки любой сложности в соответствии с определенными допусками [15, с. 134] и оценка «--» при неверном исправлении. Оценка « \pm » применялась вообще в том случае, если была существенно уменьшена только часть ошибок, но в варианте 6— если реабилитированные данные содержали небольшие погрешности, а в вариантах 0 и 12— если в отбракованных данных имелось менее 4 ошибок. В случае невозможности сделать определенный вывод, например, из-за недостатка информации, ставился знак « \times ».

Ошибочные (в том числе неполные) данные составили 15% общего количества, из них с простыми ошибками — 8, сложными — 7%. Отбраковано 0,6% сводок.

Успешность исправления простых ошибок можно признать хорошей (с оценкой «+» 90%, «±» 5, «—» 5), сложных — только удовлетворительной («+» 77, «±» 16, «—» 7%). Требуется доработка реабилитации данных («+» 56, «±» 36, «—» 8%). Отбраковка осуществляется довольно уверенно («+» 83, «±» 17%).

На материале второй выборки в оперативных условиях было проведено сравнение результатов последовательно соединенных вертикально-потенциального — горизонтального контролей и комплексного контроля. В первом варианте было исправлено с оценкой «+» 119, «±» 17, «—» 37 случаев, отбраковано 119; во втором — соответственно 261, 30, 22, 21 случаев. Результат явно в пользу комплексного контроля.

Приведем сведения о влиянии комплексного контроля на результаты объективного анализа и прогноза. Сопоставлялись две схемы. В первой использовалась система статического, вертикально-потенциального, горизонтального контролей и объективного анализа, проводимого методом оптимальной интерполяции раздельно для двух троек поверхностей с использованием зональных норм и фиксированных значений дисперсий и меры ошибки наблюдений. Во второй — система статического, комплексного контролей и анализа одновременно полного набора уровней с применением незональных полей норм, дисперсий, меры случайной ошибки наблюдений. Подобную модификацию анализа мы рассматонваем как результат косвенного влияния комплексного контроля. Исходные данные были взяты за 8-19.12.1974 г. Прогнсз давался по модели Л. В. Руховца — Б. М. Ильина на 24 ч; сетка 37×27 с шагом 300 км. Он оценивался по полям анализа той же схемы Результаты приведены в табл. З. В ней приняты следующие обозначения: δ_{A} — средняя квадратическая величина разности между анализами по обеим схемам; $\delta_{A\,max}$ — максимальная по модулю величина разности; δ_{Φ} — фактическая средняя квадратическая суточная изменчивость геопотенциала; ε_1 , ε_2 , r_1 , r_2 — средняя квадратическая относительная ошибка прогноза и коэффициент корреляции между фактической и прогностической суточной изменчивостями по обеим схемам соответственно (для 25×15 внутренних узлов). ,

Таблица 3

Товерхность			Сопоста	вляемые	величины	t	
мбар	ô _A	δ _{A max}	δ _φ	°1	ε2	<i>r</i> ₁	r_2
1000	1,3	16	8,6	0,81	0,81	0,62	0,63
850	1,3	15	6,4	0,89	0,87	0,53	0,55
70 0	1,6	15	6,8	0,89	0,86	0,52	0,56
500	2,8	17	9,3	0,89	0,85	0,50	0,56
30 0	3,1	20	13,1	0,87	0,83	0,50	0,56
200	3,5	20	11,8	0,88	0,85	0,48	0,54
		і _{с 2}					

Оценка влияния комплексного контроля на результаты анализа и прогноза (период 8—19.12.1974 г.)

Обращают на себя внимание полученные большие величины различий в анализах, достигающие даже в среднем 30%, от суточной изменчивости. Они вызваны в основном различиями в результатах контролей и в величинах полей климатических характеристик, особенно в малоосвещенных районах. Очевидно. что второй вариант является существенно лучшим приближением к действительности. В то же время априори можно ожидать различий в ошибках прогнозов менее 5% от δ_{ϕ} . Поэтому относительные оценки прогнозов мало сопоставимы. Тем не менее второй варианг оказался успешнее по относительной ошибке в среднем на 0,03 и по коэффициенту корреляции на 0,04, причем, как и ожидалось, преимущество больше на верхних уровнях.

Методика допускает ряд усовершенствований: применение коррекции допусков ВК и ПК; уточнение полей \overline{H} и σ ; использование информации о давлении на уровне станции; косвепный учет орографии и локальных особенностей местоположения станции; более широкое применение ТК; уточнение отдельных алгоритмов и их компоновки; уточнение соотношения между количеством отбраковок и неверных исправлений и др.

Опыт оперативной эксплуатации програмы с 1975 г. в целом подтвердил ее эффективность. Контроль 250 станций с данными геопотенциала на шести уровнях на ЭЦВМ «М-222» продолжается 4 мин; отказов работы программы не было.

ЛИТЕРАТУРА

 Белоусов С. Л., Артанова А. К. Об обнаружении и исключении недостоверных данных при объективном анализе полей геопотенциала над северным полушарием. — «Труды Гидрометцентра СССР», 1975, вып. 160, с. 68—82.

- 2. Белоусов С. Л., Гандин Л. С., Машкович С. А. Обработка оперативной метеорологической информации с помощью электронных вычислительных машин. Л., Гидрометеоиздат, 1968. 282 с.
- Быков В. В., Курбаткин Г. П., Горелышева И. В. Опыт построения многоуровенной схемы численного анализа аэрологических данных. — «Труды ММЦ», 1964, вып. 4, с. 56—72.
- 4. Гандин Л. С., Каган Р. Л. Статистические методы интерпретации метеорологических данных. Л., Гидрометеоиздат, 1976. 360 с.
- 5. Гандин Л. С., Пригодич А. Е. О статистическом контроле вертикальных профилей геопотенциала. — «Труды ГГО», 1975, вып. 348, с. 123—131.
- Груза Г. В., Казначеева В. Д. Статистическая структура баричсского поля северного полушария (внетропические широты). — «Труды САНИГМИ», 1968, вып. 38(53). 134 с.
- 7. Заставенко Л. Г. Барическое поле тропосферы северного полушария. М., Гидрометеоиздат, 1972. 236 с.
- 8. Лугина К. М., Каган Р. Л. К вопросу о пространственно-временном анализе барического поля. «Труды ГГО», 1974, вып. 336, с. 75—94.
- Коваленко С. К., Лисецкий В. С., Мартемьянов В. И. Статистическая структура поля геопотенциала по территории Среднеазнатского региона. — «Труды САРНИГМИ», 1974, вып. 17 (98), с. 50—55.
- 10. Марфенко О. В. Оценка точности результатов радиозондирования на аэрологической сети Советского Союза. «Метеорология и гидрология», 1969, № 3, с. 14—21.
- Мещерская А. В., Руховец Л. В., Юдин М. И., Яковлева Н. И. Естественные составляющие метеорологических полей. Л., Гидрометеоиздат, 1970. 200 с.
- 12. Наблюдения на гидрометеорологической сети СССР. Под редакц. О. А. Городецкого. Л., Гидрометеоиздат, 1970. 85 с.
- 13. Парфиневич Я. В. Трехкомпонентная модель комплексного контроля геопотенциала и температуры изобарических поверхностей. — «Труды ГГО», 1975, вып. 348, с. 141—155.
- 14. Петров А. А. Опыт экстраполяции данных на верхние уровни с помощью ЭВМ. «Труды ММЦ», 1965, вып. 10, с. 53—61.
- 15. Пригодич А. Е. Об одном методе контроля вертикальных профилей геопотенциала главных изобарических поверхностей. — «Труды ГГО», 1975, вып. 348, с. 132—140.
- 16. Решетов В. Д. Изменчивость метеорологических элементов в атмосфере. Л., Гидрометеоиздат, 1973. 214 с.
- 17. Юдин М. И., Ильин Б. М., Руховец Л. В. Об одном способе контроля и исправления аэрологических телеграмм. — «Метеорология и гидрология», 1964, № 5, с. 35—39.

А. Ф. ГОНЧАР, С. М. ГАЛЬПЕРИН (ЛГМИ), **Β.** Η. ΕΓΟΡΟΒ (ΓΓΟ)

возможности повышения точности ОПРЕДЕЛЕНИЯ АЗИМУТА МОЛНИИ с помощью радиолокационных станций

Известно, что радиолокационные станции (РЛС) кругового обзора наиболее широко используются для обнаружения, определения координат целей, измерения параметров их радиоэхо и т. п. При этом точность определения азимута цели зависит от ширины диаграммы направленности антенной системы РЛС, и по тактико-

техническим данным станции азимутальная ошибка составляет 2

где θ_r — ширина диаграммы направленности антенной системы в горизонтальной плоскости на уровне 0,7 (на уровне половинной мощности).

В работах [1-2] показано, что РЛС метрового диапазона хорошо обнаруживают молнии. Однако в этом диапазоне радиоволн обычно используются антенные решетки, с помощью которых при их ограниченных размерах весьма трудно получить узкую диаграмму направленности, а следовательно, и высокую точность определения азимута целей.

Уравнение диаграммы направленности таких антенн имеет вид [3]

$$G_E(\theta) == G_E(0) \cdot rac{\sin\left(rac{2.5d}{\lambda} \cdot \theta
ight)}{rac{2.5d}{\lambda} \cdot \theta}$$
 при $d > (4 \div 5) \lambda,$ (1)

где d — поперечный размер антенны в горизонтальной плоскости; λ — рабочая длина волны РЛС; $G_{L}(0)$ — коэффициент направленного действия антенной системы в направлении максимального излучения; в — угол отклонения антенны от максимума излучения. 9 3ak. 273 129



Рис. 1. Нормированная диаграмма направленности антенной системы РЛС типа П-12

При ручном сканировании в секторе возможного появления цели и использовании индикаторов типа A значение $\Delta \alpha$ при отсчете азимута определяется минимумом относительного изменения напряжения $\left(\frac{\mu \Delta U}{U(0)}\right)$ отраженного сигнала, при котором оператор замечает изменение амплитуды эхо-импульсов. В этом случае погрешность определения азимута целей при $\frac{d}{\lambda} = 5$ может быть установлена с помощью табл. 1 [4].

7	`กกังบบก	1
	a coman	-

$\frac{\Delta U}{U(0)}, \ \%$	5	10	15	20
Δα, град	<u>+</u> 1,8	±2 ,5	±2 ,95	±3,6

Из данных табл. 1 видно, что $\Delta \alpha$ при $\frac{\Delta U}{U(0)} = 5\%$ будет не выше $\pm 1,8^{\circ}$. Необходимо отметить, что получение такой точности является предельно возможным, так как оператору трудчо опреде-

лить изменения амплитуды сигналов на 5÷10%. Можно повысить точность определения азимута целей при круговом вращении антенны РЛС. Для этой цели необходимо 130 в качестве регистрирующего устройства использовать многоканальный самописец, записывающий по одному каналу метки азимутального положения антенны РЛС кругового обзора, а по второму — огибающую амплитуд радиоэхо целей (самолетов и т. п.). При этом огибающая радиоэхо целей будет иметь форму диаграммы направленности антенны (рис. 1). В дальнейшем по максимуму огибающей радиоэхо, соответствующему моменту направления антенны на цель, и по записи азимутальных меток на самописце определяют азимут цели с точностью около $\pm 1^{\circ}$ (при соответствующей скорости записи самописца).

Величины азимутальных ошибок, рассмотренные выше, определены для квазистационарных целей, т. е. целей малофлюктуирующих и существующих в течение нескольких оборотов антенны.

Большой интерес представляет определение рассматрикаемой величины $\Delta \alpha$ при обнаружении ионизированных каналов молнии, которые являются сильно флюктуирующими целями, существующими менее периода оборота антенны РЛС.

Как показали исследования [1, 2], длительность существования радиоэхо молнии составляет 200÷600 мс, а эффективная отражающая по верхность ионизированного канала молнии о_м в пределах этого времени изменяется в больших пределах, т. е. молния является нестационарной целью. На рис. 2 приведено



Рис. 2. Изменение эффективной отражающей поверхности ионизированного канала молнии

изменение эффективной отражающей поверхности ионизированного канала одной вспышки молнии, полученное при проведении поимпульсной регистрации эхо-сигналов с помощью РЛС ГІ-12 при неподвижной антенне, направленой на грозовое облако [3]. Видно, что о_м может изменяться, в пределах $10^2 \div 10^4$ м².

РЛС типа П-12 обнаруживает молнии на расстояниях до 200— 250 км. Мощность радиоэхо молнии на входе приемного тракта РЛС составит [5]

$$P_{r} = k \cdot \frac{P_{t} \cdot \lambda^{2} \cdot \sigma(t)}{(4\pi)^{3}} \cdot \frac{G_{E}^{4}(0)}{R^{4}}, \qquad (2)$$

131

9*

где P_t — мощность излучения передатчика; $\sigma(t)$ — эффективная отражающая поверхность канала молнии; $G_F(0)$ — коэффициент направленного действия антенны (по напряжению); R --- расстояние до молнии; λ — длина волны радиолокатора; k — коэффициент, согласующий размерность всех членов уравнения и учитывающий постоянные параметры РЛС.

Предположим, что мы обнаружили молнию с $\sigma_{m1}=\sigma_0$, ее координаты $R_1 = 200$ км и $\alpha = \alpha_1$. Как было показано выше, азиму-тальная погрешность в этом случае составит $\Delta \alpha = \pm 5,5^{\circ}$. Теперь предположим, что на расстоянии $R_2 = 20$ км возникла вторая молния с $\sigma_{M2} = \sigma_0$. Так как расстояние до молнии уменьшилось в 10 раз, то РЛС может принять радиоэхо второй молнии на уровне 0,07 диаграммы направленности ($\theta_{0,07} = 22^\circ$). Следовательно, азимутальная ошибка во втором случае может достигать величины ±11°. Азимутальные ошибки РЛС П-12 для других расстояний до молний приведены в табл. 2.

аолица 2	[a	блица	r 2
----------	----	-------	-----

<i>R</i> , км	200	100	50	20	
Δα, град	$\pm 5,5$	<u>+</u> 8,7	<u>+</u> 10,3	<u>+</u> 11	при σ _м — const
$\frac{G_{E}\left(\boldsymbol{\theta}\right)}{G_{E}\left(\boldsymbol{\theta}\right)}$	0,7	0,35	0,18	0,07	•

Из табл. 2 видно, что на удалениях до 100 км включительно величина Δα велика.

С целью выяснения возможности повышения точности определения азимута молнии рассмотрим более подробно ее эхо-сигнал при круговом вращении антенны. В этом случае изменение амплитуды эхо-сигналов обусловливается поворотом диаграммы направленности антенны $G_F(\theta)$ и зависимостью $\sigma_M = f(t)$. Действительно, если антенну установить неподвижно на грозовой очаг, то получим огибающую радиоэхо молнии A(t), изменение которой определяется только $\sigma_{M} = f(t)$. При вращении антенны имеет место модуляция исходной огибающей A(t) величиной $G_{F}(\theta)$. В итоге напряжение на выходе детектора РЛС можно представить следующим образом: . : . .

$$U(t) = G_F(\theta) A(t).$$
(3)

Для квазистационарных радиолокационных целей момент появления максимума эхо-сигнала совпадает с направлением антенны на цель, и изменение формы огибающей такого сигнала определяется $G_{F}(\theta)$. По максимуму радиоэхо, а следовательно, по

максимуму диаграммы направленности и определяется азимут цели. При приеме отраженных сигналов от нестационарной цели эти два максимума не совпадают (рис. 36, 38), и метод максимума определения азимута в обычной форме неприемлем.



а – азимутальные метки РЛС кругового обзора; б – выходной сигнал измерителя отношений напряжений: в – огибающая радноэхо на выходе РЛС кругового обзора; г – огнбающая радиоэхо на выходе РЛС с исполвижной антеной, направленной на грозовой очаг

Момент совпадения оси диаграммы направленности антенны с направлением на молнию можно определить косвенным путем, разделив огибающую радиоэхо РЛС кругового обзора на исходную огибающую радиоэхо молнии. Для этого необходима вторая

РЛС с неподвижной антенной, направленной на грозовой очаг Имея две огибающие радиоэхо молнии и используя прибор-измеритель отношений напряжения, представляется возможным повысить точность определения азимута молнии почти на порядок, т. е. получить точность ±1°, соответствующую точности определения азимута стационарных целей. Для этой цели необходимо лишь многоканальным самописцем синхронно зафиксировать эти сигналы вместе с азимутальными метками.

На рис. З приведены образцы огибающих радиоэхо одиночной вспышки молнии, зарегистрированной с помощью РЛС кругового обзора (рис. 3в) и РЛС с неподвижной антенной (рис. 3г). Здесь же приведена запись напряжения на выходе измерителя отноше ния напряжений (рис. 36), а также азимутальных меток РЛС кругового обзора (рис. 3a). Из данных записи следует, что азимут молнии $\alpha_{\rm M} = 14^\circ$, $\Delta \alpha_{\rm M} = \pm (1 \div 1,5)^\circ$.

Таким образом, с помощью двух РЛС метрового диапазона, одна из которых работает в режиме кругового обзора, а вторая направлена на грозовой очаг, возможно определить азимут молнии с высокой точностью. Это имеет большое значение при определении местоположения канала молнии в поле радиоэхо облаков и осадков, получаемом с помощью РЛС МРЛ-1.

ЛИТЕРАТУРА

- Гальперин С. М., Степаненко В. Д., Осетров А. С. Радиолока-ционное обнаружение молний. «Труды ГГО», 1974, вып. 301, с. 81—88.
 Обнаружение грозовых облаков с помощью РЛС метрового диапазона. «Труды ГГО», 1975, вып. 328, с. 56—63. Авт.: С. М. Гальперин, В. Д. Сте-паненко, В. Н. Егоров, А. Ф. Гончар.
- Методика исследования гроз радиотехническими средствами. Труды 1 Все-союзного симпозиума по атмосферному электричеству. Л., Гидрометео-издат, 1976, с. 161—170. Авт.: С. М. Гальперин, В. Д. Степаненко, В. Н. Егоров и др.
- 4. Сиверс А. П., Суслов Н. А. Основы радиолокации. М., «Сов. радио», 1956, c. 96-97.

5. Степаненко В. Д. Радиолокация в метеорологии. Л., Гидрометеонздат, 1973. 342 c.

В. Н. СТАСЕНКО, С. М. ГАЛЬПЕРИН (ЛГМИ)

ИССЛЕДОВАНИЕ ЭВОЛЮЦИИ ГРОЗОВОЙ АКТИВНОСТИ В КУЧЕВО-ДОЖДЕВЫХ ОБЛАКАХ

Проводимые в последнее время интенсивные исследования облаков и осадков с помощью радиолокационных станций как метеорологического, так и неметеорологического назначения, дают общирный материал о величинах радиолокационных характеристик метеоцелей. По получаемым радиолокационным характеристикам с определенной вероятностью можно сделать классификацию и выделить метеоцели, представляющие наибольшую опасность для авиации и других потребителей метеорологической информации [3, 4, 6].

Однако еще недостаточно данных о том, как эти радиолокационные характеристики, например, кучево-дождевых облаков, изменяются на разных высотах через интервалы времени в несколько минут на протяжении всего периода радиолокационного наблюдения облаков. Получение таких данных с достаточной статистической обеспеченностью позволит эффективно использовать радиолокационную информацию при метеорологическом обеспечении авиации, при контроле за результатами активных воздействий на Св облака и при создании физико-статистической модели естественного развития облаков в определеных географических районах и т. д.

В качестве примера подобного подхода можно привести работу [5], где проведено радиолокационное исследование грозового кучево-дождевого облака с помощью РЛС сантиметрового (МРЛ-1) и метрового (типа П-12) диапазонов радиоволн с целью установления взаимосвязи между изменениями параметров радиоэхо облака на разных высотах и числом атмосферных разрядов (АР) в нем в единицу времени.

Заметим, что при исследовании с помощью МРЛ эволюции конвективных облаков с целью определения начала и конца их грозовой активности в большинстве случаев, особенно на значительных расстояниях от них, не удается разделить их предгрозовую, грозовую и послегрозовую стадии на основе анализа только радиолокационных характеристик. Необходима дополнительная информация РЛС, способных обнаруживать ионизированные ка-

налы АР. Начало регистрации РЛС П-12 АР в облаке позволяет определить момент наступления стадии зрелости грозового облака.

При совместном использовании таких РЛС можно провести сэпоставление координат АР с зонами различной отражаемости радиоэхо кучево-дождевого облака на различных высотах. Привязка координат АР к этим зонам радиоэхо определяется точностью их получения с помощью РЛС П-12 [1].

Определение удаления радиоэхо AP этой станцией осуществляется с точностью до 1 км, а отсчет азимута при неподвижной антённе невозможен в пределах сектора обзора, определяемого шириной диаграммы направленности в горизонтальной плоскости ($\theta_r = 11^\circ$). Тем не менее, целесообразно сопоставить размеры AP и зон различной отражаемости в радиальном направлении от места расположения РЛС.

Обратимся повторно к грозовым очагам с индексами А, В и С, рассмотренным в работе [5].

На рисунке, эпюра a, изображено количество радиоэхо AP (N_p) в очаге A, суммированное по интервалам 2 минуты. В момент пика грозовой активности число AP за 2 мин достигало 56.

На эпюре б нанесены радиальные размеры зон различной отражаемости (z) на высоте 7 км через порядок величины, начиная с минимально обнаруживаемой данной РЛС z_{\min} (z_{\min} , 10. 10², 10^3 , ... мм⁶/м³), и части из 625 зарегистрированных в этом очаге радноэхо AP, которые изображены в виде вертикальных линий. Аналогичные построения выполнены и для высот 3 и 5 км.

На эпюре β приведено изменение размеров только тех зон радиоэхо облака (R_N), в которых обнаруживались AP в течение грозоактивной стадии развития облака.

На эпюре г изображено изменение радиальных размеров AP (L_N) .

На эпюре ∂ приведено распределение числа AP, состоящих из нескольких последовательных сильноточных разрядов (n_p). Количество последовательных разрядов устанавливалось путем регистрации ЭМИ AP в СДВ диапазоне радиоволн в полосе частот 0,3—60 кГц при пороте срабатывания регистратора формы импульсов $E_{\pi} \approx 1$ В/м, как это изложено в [1]. Из 249 отобранных AP 148 были одиночными, 60 — двойными, 15 — тройными и 7 состояли из 4 повторных разрядов

Проведем анализ полученного материала. По времени существования (более 2,5 ч), размерам и большому числу АР ($N_p = 625$) очаг A можно отнести к многоячеистым облакам, ибо из [2] следует, что время существования одной ячейки равно 30— 40 мин. Аналогичный характер имеет распределение радноэхо АР в облаке до 15 ч 50 мин на стадии роста грозовой активности, занимающих почти все облако и имеющих радиальный размер в среднем 3 км.





a — изменение во времени числа эхо-сигналов АР N_p ; δ — радиальной протяженности зон радиоэхо облака с различной отражаемостью (через порядок величины z) и местоположения эхо-сигналов АР; s — зон облака R_N , охватываемых эхо-сигналами АР; z — радиальных размеров L_N радиоэхо АР; ∂ — повторясмости АР, состоящих из нескольких возвратных ударов n_p .

Однако по мере усиления грозовой активности, начиная с 15 ч 52 мин, пространственная картина расположения ΛP в поле радиоэхо МРЛ-1 меняется. Резко уменьшается (примерно в два раза) область, занимаемая ΛP , подавляющее число которых в период $N_{\rm p\,max}$ (с 15 ч 52 мин до 16 ч 03 мин) возникает в 9-километровой зоне облака (эпюра в), расположенной по вертикали в области максимальных градиентов $\frac{dz}{dR}$ (на эпюре б это дальняя

от наблюдателя граница облака). В течение 10 мин размеры атмосферных разрядов L_N и зоны R_N сохраняют свои минимальные значения.

С 16 ч 04 мин вновь расширяется область, занимаемая AP, и к окончанию грозовой активности R_N становится почти в 3 раза больше, достигая 25 км. При этом размеры L_N по мере спада интенсивности AP возрастают в два и более раз, приобретая все более пульсационный характер (наблюдались AP размерами 18—20 км). Так, средние значения размеров радиоэхо AP за период с 15 ч 34 мин до 15 ч 52 мин составляют $\overline{L}_{N1} = 3,1$ км, за период с 15 ч 52 мин до 16 ч 02 мин — $\overline{L}_{N2} = 4,4$ км и за период с 16 ч 02 мин до 15 ч 42 мин — $\overline{L}_{N3} = 6,8$ км. Значения дисперсии L_N за эти же сроки равны соответственно $D_{L1} = 3,2, D_{L2} = 4,3$ и $D_{L3} = 13,6$.

В менее интенсивных однояченстых грозовых очагах B и C резкое уменьшение размеров зон радиоэхо МРЛ-1, охватываемых AP в момент пика грозовой активности, менее выражено. Однако увеличение в 1,5—2 раза размеров L_N по мере спада интенсивности AP имеет место.

Следует обратить внимание на то, что первые молнии в очаге A (как это следует из рис. 2 [5]) появляются при $z_{\max 1} = 2 \cdot 10^4 \text{ мм}^6/\text{м}^3$, гораздо большем, чем $z_{\max 2} = 2 \cdot 10^3 \text{ мм}^6/\text{м}^3$. Здесь $z_{\max 2}$ установлена в момент прекращения грозовой активности облака. Согласно однозначным критериям распознавания явлений, изложенных в [4], облако в период максимального развития имело градовый очаг. С исчезновением градовой зоны электрическая активность не прекратилась.

Особо отметим тот факт, что в период $N_{p max}$ наблюдались радиоэхо AP, выходящие за пределы радиоэхо облаков и осадков. На эпюре б видно, что в 16 ч 02 мин на высоте 7 км (где радиоэхо очага A имело максимальные размеры) радиоэхо AP вышло за пределы облака на 3 км. А на высоте 3 км (где радиоэхо очага A имело минимальные размеры) эта разница составляла 6—8 км, причем выходы AP из облака отмечались с обеих сторон.

Эти наблюдения подтверждают справедливость требований § 7.11.11 и § 7.11.13 НПП ГА-71 о том, что воздушный корабль не должен приближаться к грозовому облаку ближе, чем на 10 км. 138 Распределение числа многократных AP в одной вспышке молнии показывает несовпадение во времени максимумов повторяемостей появления AP с большим числом повторных ударов с максимумом N_p (эпюра ∂). Эта разница для разрядов с $n_p \ge 2$ составляет 8—10 мин, максимумы повторяемостей которых приходятся на стадию спада интенсивности AP.

Данная работа носит методический характер. Однако выполненный анализ данных позволяет сделать следующие выводы.

1. Степень грозоактивности кучево-дождевого облака $N_p = f(t)$, распределение в нем AP (R_N) , его радиолокационные характеристики $(z_{\max}$ и ее производные по t, R и H) — существенным образом зависят от того, является данное облако одно- или много-ячеистым. Очаг A можно отнести к многоячеистым облакам, состоящим из нескольких электрически активных ячеек, но в период достижения $N_{p \max}$ наблюдается тенденция к уменьшению радиальных размеров зоны, в которой обнаруживаются AP (эпюры β и 2).

2. Размеры эхо-сигналов АР и их местоположение в поле радиоэхо МРЛ-1 изменяются на протяжении всего грозового цикла. Во время наступления $N_{\rm p\,max}$ АР имеют преимущественно вертикальную ориентацию ионизированных каналов, а во время спада грозовой деятельности увеличивается число горизонтальных АР. Огношение числа разрядов на землю к числу межоблачных изменяется в зависимости от стадии (рост, спад) грозовой активности, в которой находится облако. К аналогичным выводам пришли при проведении регистрации ЭМИ АР с помощью пассивных РТС Брук и Китагава [8].

3. Когда максимальная отражаемость облака уменьшается, молнии наблюдаются в зонах, размеры которых в 2—3 раза больше, чем в моменты времени роста и максимального развития радиоэхо облака. Как отмечалось в работе [2], внутримассовые многоячеистые кучево-дождевые облака в стадии диссипации распадаются на несколько ячеек. Электрическая активность в этих ячейках может сохраняться. Таким образом, обнаружение во внутримассовых Св облака эхо-сигналов АР, имеющих большую радиальную протяженность ($L_N \ge 6-8$ км), может свидетельствовать о начале стадии диссипации грозового облака.

ЛИТЕРАТУРА

- Методика исследования гроз радиотехническими средствами. Труды 1 Всесоюзного симпозиума по атмосферному электричеству. Л., Гидрометеоиздат, 1976, с. 161—170. Авт.: С. М. Гальперин, В. Д. Степаненко. В. П. Егоров и др.
- Изменение параметров радноэхо ливневых и грозовых облаков в период их максимального развития. — Труды Всесоюзного симпозиума по радиофизическим методам исследования атмоферы. Л., Гидрометеоиздат, 1977, с. 253—257. Авт.: С. М. Гальперин, В. Н. Стасенко, В. Д. Степаненко, А. М. Тряхов.

- 3. Гашина С. Б., Сальман Е. М. Особенности радиолокационных характеристик грозовых облаков. — «Труды ГГО», 1965, вып. 173, с. 19—25.
- Руководство по производству наблюдений и применению информации с радиолокаторов МРЛ-1 и МРЛ-2. Л., Гидрометеоиздат, 1974, с. 90—91.
- Стасенко В. Н., Гальперин С. М. Динамика грозового облака по данным радиотехнических наблюдений. — «Труды ГГО», 1976, вып. 383, с. 129—135.
- 6. Степаненко В. Д., Гальперин С. М. Радиолокационная отражаемость и геометрические размеры ливней и гроз. — «Труды ГГО», 1975, вып. 356, с. 148—153.
- 7. Степаненко В. Д. Радиолокация в метеорологии. Л., Гидрометеоиздат, 1973. 352 с.
- 8. Brook M., Kitagawa N. Some aspects of lightning activity and related meteorological conditions. J. Geophys. Res., 1960, v. 65, № 4, p. 1203-1210.

В. В. ОСЕЧКИН, Т. М. СОБОЛЕВА, Л. А. УСЕНКОВА (ЛГМИ)

О КОНЦЕНТРАЦИИ ОЗОНА ВБЛИЗИ ТРОПОПАУЗЫ ПО ДАННЫМ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИХ ПОЛЕТОВ

Данные о фоновом распределении концентрации озови в верхней тропосфере и нижней стратосфере приобретают особое значение в связи с проблемой воздействия реактивной авиации на биосферу и климат Земли.

Сведения о концентрации озона вблизи тропопаузы можно получить различными методами. Наиболее перспективным методом получения информации об озоне и других малых компонентах атмосферы следует счигать самолетный метод зондирования. Преимущества использования рейсовых самолетов гражданской авиации для исследования пространственного распределения озона и других микропримесей в атмосфере рассмотрены в работах [2, 6, 7, 11, 13, 17, 19].

В течение 1971—1976 гг. сотрудниками НИИАМ ЛГМИ было выполнено 150 исследовательских полетов на рейсовых самолетах гражданской авиации, на которых проводилось измерение эзона в различных географических районах СССР. Теоретические основы техники забора атмосферного воздуха в условиях полета реактивного самолета, методика измерения озона, а также некоторые предварительные результаты исследовательских полетов изложены в работах [2, 6, 9, 19].

Измерения озона производились, как правило, с момента взлета самолета до его посадки. Это позволило получить данные о горизонтальном и вертикальном распределениях озона от земли до высоты 12 км, т. е. в тропосфере и нижней стратосфере. Наиболее детальные измерения озона проводились при выходе самолетов на заданные эшелоны. Поэтому наибольшая плотность данных измерений имеется для высот 8—12 км, т. е. для слоя, близкого к тропопаузе.

Статистическое исследование показало, что наиболее высокая корреляционная связь наблюдается не между концентрацией озона на высоте полета и высотой тропопаузы (коэффициенты корреляции изменяются от —0,35 до —0,48), а между концентрацией озона и толщинами стратосферных слоев, расположенных под самолетом (коэффециенты корреляции при стратосферных поле-

тах находятся в пределах от 0,70 до 0,85; при тропосферных полетах корреляционная связь отрицательная и при больших превышениях тропопаузы относительно высоты полета коэффициенты корреляции низки: от —0,25 до —0,40). Учитывая это обстоя ельство, вертикальное распределение озона изучалось не относительно высоты тропопаузы, а относительно толщины стратосферных (тропосферных) слоев под (над) самолетом. Большинство полетов выполнено в верхней тропосфере, поэтому статистическая значимость данных об озоне под тропопаузой более высокая по сравнению с соответствующими данными, полученными при измерениях над



Рис. 1. Вертикальное распределение концентрации озона вблизи пропопаузы по данным исследовательских полетов за 1971—1976 гг. тропопаузой.

Результаты исследования вертикального распределения средней концентрации озона при различных превышениях высоты тропопаузы относительно высоты полета самолета представлена на рис. 1. Кривая вертикальчного распределения озона может быть аппроксимирована параболой $y = 0.133x^2 + 0.032x + 0.056$, где y — концентрация озона, x — превышение высоты тропопаузы относительно высоты полета ($\Delta H = -H$)



Из анализа рис. 1 можно сделать следующие выводы.

На кривой вертикального распределения озона отчетливо видны два различных по своему характеру участка вертикального

распределения озона. Первый участок кривой (участок a), расположенный под тропопаузой, характеризуется уменьшением концентрации озона с высотой от $\Delta H = -2,5$ км до $\Delta H = -1.2$ км, где наблюдается озонный минимум, или озонопауза. Интересно отметить, что озонный минимум оказался четко выраженным даже по осредненным данным.

Озонопауза в зависимости от типа воздушной массы, географического пояса и времен года может находиться не только под тропопаузой, но и над тропопаузой. Разность между высотами тропопаузы и озонопаузы зависит от аэросиноптических условий и составляет в среднем 1,25 км [1, 8, 10, 14, 16, 18, 20]. Озонный минимум на рис. 1 расположен примерно на 1,2—1,5 км ниже тропопаузы.

В отдельных случаях озонопауза может опускаться на 3—4 км ниже тропопаузы. Такой случай наблюдал Брейланд [10], который показал, что при приближении коротковолновой ложбины проис-142 ходило опускание тропопаузы, сопровождавшееся еще более сильным опусканием озонопаузы.

Образование слоя озонного минимума под тропопаузой. повидимому, связано с фотохимическим и каталитическим разрушающим воздействием на озон тропосферных микропримесей, скапливающихся под тропопаузой (водяной пар, окись углерода и др.). Таким образом, тропопауза помимо земной поверхности является одной из основных областей стока тропосферного озона. Многослойная структура вертикального распределения озона в тропосфере указывает на возможность существования в тропосфере также других источников и стоков озона. Высота озонного минимума под тропопаузой имеет годовой ход, аналогичный годовому ходу тропопаузы, т. е. динамика обоих атмосферных слоев тесно связана с процессами крупномасштабной циркуляции.

Структура слоя озонного минимума определяется адвективными и радиационными факторами, а также вертикальными движениями в области тропопаузы. которые оказывают доминирующее влияние. На роль вертикальных движений в формировании горизонтальной структуры концентрации озона обращено внимание в работе [6].

На структуру озонного минимума большое влияние оказывают изменения в направлении крупномасштабных движений и их связь со слоем максимального ветра. Озонный минимум большей частью располагается между уровнем максимального ветра и тропопаузой.

Слой минимума озона под тропопаузой характеризуется высокими вертикальными градиентами озона, бо́льшими, чем в нижней и средней тропосфере, но значительно меньшими по сравнению с градиентами озона непосредственно над тропопаузой.

Слои атмосферы, расположенные непосредственно над озонопаузой, характеризуются значительным ростом концентрации озона с высотой, прослеживающимся даже на осредненной кривой вертикального распределения озона (участок б на рас. 1)

Средние вертикальные градиенты концентрации озона от тропосферы к стратосфере растут. Особенно быстрый рост вертикальных градицентов концентрации озона наблюдается от озонного минимума под тропопаузой вверх в нижние слои стратосферы. Эти вертикальные градиенты соответственно составляют: $0,02 \text{ мг} \cdot \text{м}^{-3} \cdot \text{км}^{-1}$ ($\Delta H = -1 \div 0 \text{ км}$); $0,05 \text{ мг} \cdot \text{м}^{-3} \cdot \text{км}^{-1}$ ($\Delta H = -0 \div 1 \text{ км}$); $0,07 \text{ мг} \cdot \text{м}^{-3} \cdot \text{км}^{-1}$ ($\Delta H = 1 \div 2 \text{ км}$). На уровне озонопаузы средняя концентрация озона равна $0,03 \text{ мг/м}^3$, на уровне тропопаузы — $0,05 \text{ мг/м}^3$.

Концентрация озона вблизи тропопаузы подвержена также значительным пространственно-временным варианциям (рис. 2). Как видно из рис. 2, концентрация озона вблизи тропопаузы имеет хорошо выраженный годовой ход с максимумом весной и минимумом осенью. Обращает на себя внимание различие в вертикальной структуре годового хода озона в области тропопаузы. Весенний

максимум озонного слоя характеризуется увеличением его плотности и вертикальной мощности, сопровождающимися опусканием нижней границы озоносферы, при этом высота тропопаузы уменьшается, а общее содержание озона увеличивается. В осенний период наблюдается обратная картина.



Рис. 2. Годовой ход концентрации озона (мг/м³) вблизи тропопаузы (умеренные широты)

Стейли [21] показал, что сезонные изменения высоты тропопаузы вызывают эквивалентные изменения массы стратосферы. Поток воздуха из стратосферы в тропосферу и его отток в обратном направлении, строго говоря, не равны друг другу: результирующая их направлена вниз или вверх в зависимости от сезона. Таким путем, в частности, осуществляется стратосферно-тропосферный обмен. Следует указать, что такой процесс не исключает возможности одновременного проявления и других механизмов обмена между стратосферой и тропосферой [11, 13, 15, 18].

Весенний максимум и осенний минимум озона в области тропопаузы можно объяснить и с позиций крупномасштабчой циркуляции. Например, весной при усилении антициклонической деятельности в тропосфере господствуют нисходящие движения воздуха, вызывающие увеличение концентрации озона в тропосфере и нижней стратосфере. Осенью в тропосфере наблюдается усиление циклонической деятельности, и связанные с ней восходящие движения обусловливают отток озона из тропосферы.

На рис. З представлена интегральная повторяемость озона в различных градациях в зависимости от высоты трополаузы. Из 144
анализа рис. З следует, что высокие концентрации озона (более 0,16 мг/м³) имеют максимальную повторяемость в слое 2—3 км над тропопаузой. Более высокие концентрации озона (0,4—0,5 мг/м³) наблюдаются в нижней стратосфере на высотах 10—12 км довольно редко и за малой статистической значимостью на рис. З не представлены.



Рис. 3. Интегральная повторяемость различных градаций концентрации озона относительно высоты тропспаузы

Профиль концентрации озона в верхней тропосфере и нижней стратосфере зависит от расположения высоты полета самолета относительно высоты тропопаузы (рис. 4). Вариации озона в тропосфере и стратосфере значительно отличаются не только по абсолютной величине, но и по изменчивости. Например, тропосферные полеты характеризуются низкими значениями концентрации озона 0,05—0,07 мг/м³ с большой изменчивостью, соизмеримой с абсолютным значением концентрации ($\sigma = 0,03-0,05$); стратосферные полеты характеризуются высокими концентрациями озона (0,15-0,25 мг/м³; $\sigma = 0,06-0,017$). Отметим очень важную на наш взгляд особенность. Относительная изменчивость концентрацияли озона ($\sigma/\rho_3 \cdot 100\%$, где ρ_3 — средняя концентрация озона на данной высоте) в нижней тропосфере и вблизи тропопаузы имеют 10 зак. 273

очень близкие значения (70-80%). Это указывает на то, что интенсивность динамических процессов вблизи тропопаузы соизмерима с интенсивностью атмосферных процессов, происходящих в нижней тропосфере.



Рис. 4. Концентрация озона на воздушной трассе Ташкент—Диксон— Москва. ИЛ-62М. 27/Х 1976 г.

Результаты самолетных измерений особенно важны для исследования озонных полей в области тропопаузы, то есть на высотах наиболее интенсивного стратосферно-тропосферного обмена. Дальнейшее накопление данных о концентрации озона позволит более детально изучить структуру нижней озоносферы.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Иванова Г. Ф. Взаимная динамика высот тропопаузы и озонопаузы. «Труды ГГО», 1972, вып. 279, с. 185—193.
- Осечкин В. В. О возможности исследования пространственного распре-деления атмосферного озона с помощью озонометра, установленного кабине самолета. — «Метеорология и гидрология». 1974, в кабине с. 103—107. No 2.
- 3. Осечкин В. В. Об автоматическом измеренин концентрации атмосферного озона на рейсовых самолетах гражданской авиации. — «Труды ЛГМИ», 1974, вып. 51, с. 190—195.
- 4. Осечкин В. В. Экспериментальное исследование содержания озона в кабинах реактивных самолетов химическим методом. — «Труды ГГО», 1974, вып. 324, с. 144—154.
- Самолетное зондирование атмосферного озона хемилюминесцентным мето-дом. «Труды ГГО», 1976, вып. 357, с. 161—169. Авт.: В. В. Осечкин, Г. П. Гушин, Л. Д. Прибытков и др.
 Солонин С. В., Осечкин В. В. Измерение атмосферного озона на рей-
- совых самолетов гражданской авиации. «Межвузовский сборник», изд. ЛПИ, 1976, вып. 61, с. 119—129. (ЛГМИ). 7. Хргиан А. Х. Физика атмосферного озона. Л., Гидрометеоиздат, 1973.
- 291 с.
- 8. Attmannspacher W., Hartmannsgruber R. On the vertical ozone and wind profiles near the tropopause. «Pure Appl. Meteorol.», 1973, vol. 106-108, № 5-7, p. 1581-1585.
 9. Bischof W. Carbon dioxide measurements from aircraft. «Tellus», 1970, vol. 22, № 5, p. 545-549.

- Breiland J. G. Variations in the vertical distribution of atmospheric ozone during the passage of a short waves in the westerlies. — «J. Geophys. Res.», 1969, vol. 74, № 18, p. 4501-4510.
- 11. Briggs J., Roach W. T. Aircraft observations near jet streams.— «Quart. J. Roy. Meteorol. Soc.», 1963, vol. 89, № 380, p. 225-247.
- 12. Danielsen E. F. The laminar structure of the atmosphere and its relation to the concept of a tropopause. — «Arch. Meteorol., Geophys., Bioklim.», 1959, Bd. 11, H. 3, S. 293—332.
- Danielsen E. F., Bergman K. H., Paulson C. A. Radioisotopes, Potential Temperature and Potential Vorticity. U. S. Weather Bureau, Washington, D. C., 1962, 54 p.
- De Muer D. Vertical ozone distribution over Uccle (Belgium) from six years of soundings. -- «Beiträge zur Physik der Atmosphäre», 1976, Bd. 49, № 1, S. 1-17.
- 15. Newell R. E. Transfer through the tropopause and within the stratosphere. «Quart. J. Roy. Meteorol. Soc.», 1963, vol. 89, № 380, p. 167—204.
- Nicolet M. Stratospheric ozone: An introduction to its study. «Revs. Geophys. Space Phys.», 1975, vol. 13, № 5, p. 593-636.
- 17. Penn S. A case study using ozone to determine structure and air motions at the tropopause. «J. Appl. Meteorol.», 1964, vol. 3, № 5, p. 581-586.
- Reiter E. R. Stratospheric-tropospheric exchange processes. «Revs. Geophys. Space Phys.», 1975, vol. 13, № 4, p. 459-474.
- 19. Seiler W., Junge C. Decrease of carbon monoxide ratio above the polar tropopause. «Tellus», 1969, vol. 21, № 3, p. 447-449.
- 20. Shimizu M. Vertical ozone distributien at Syowa station, Antarctica in 1966. — «JARE Scientific Reports», Ser. B., Tokyo, 1969, № 1. 38 p.
- 21. Staley D. O. On the mechanism of mass and radioactivity transport from stratosphere to tropopause. «J. Atmos. Sci.», 1962, vol. 19, № 6, p. 450-467.

А. К. СУСЛОВ (ЛГМИ)

СПЕКТРОСКОПИЧЕСКИЙ МЕТОД ОЦЕНКИ ТУРБУЛЕНТНОСТИ ПРИ ЯСНОМ НЕБЕ

Интенсивная атмосферная турбулентность при ясном небе (ТЯН) представляет опасность для деятельности авиации. Для оценки интенсивности ТЯН можно применить спектроскопический метод.

Для исследования возможностей обнаружения ТЯН автором в горах Тянь-Шаня (Заилийский Алатау) проводились регулярные измерения спектра пропускания атмосферы в частотах сильных теллурических линий кислорода. Применялся метод фотографической спектрофотометрии с высоким разрешением при диспер-

сии 0,8 мм/А. Измерения производились в ясные дни при прохождении над Заилийским Алатау тропосферного струйного течения. Спектры получены на дифракционном спектрографе горизонтального солнечного телескопа. Экспериментальная техника и некоторые результаты описаны в [2, 8, 9].

Характеристики фотометрического профиля линии поглощения зависят от числа поглощающих молекул в столбе воздуха, скорости их движения (в том числе турбулентной), плотности воздуха, электрических и магнитных характеристик атмосферы [1, 3—5]. Зная распределение по высоте температуры T, давления P, плотности воздуха ρ и концентрации кислорода n, можно рассчитать теоретический профиль спектральной линии и сравнить его с наблюдаемым [3, 12, 13, 15].

Теоретический расчет спектра кислорода производился с использованием данных работ [5, 10—17]. Для диагноза ТЯН ограничимся разбиением атмосферы на 5—6 слоев, выбрав эффективные центры тяжести вблизи высот H = 2,5 км, 10 км, 40 км, 85 км, 155 км; на бо́льших высотах концентрация нейтральных молекул кислорода пренебрежимо мала.

Анализ ранее полученных данных [1, 8, 9] показал, что наблюдаемые аномалии в спектрах О₂ связаны со сменой направления струйных течений и положения ПВФЗ.

Функция пропускания T_v в монохроматическом потоке излучения частоты v вычислялась по формуле Бугера

$$T_{\nu} = \frac{J_{\nu}}{J_{\nu 0}} = \exp\left[-\sum_{z=1}^{N} K_{z} \left(\nu - \nu_{0}\right) \rho(Z) \, dZ \cdot m_{\theta}\right], \qquad (1)$$

где J_{y} — интенсивность излучения после прохождения через атмосферу; J_{y0} — интенсивность излучения вне атмосферы или вне линии поглощения O_2 ; K_z — массовый коэффициент поглощения в слое, центрированном на высоте Z; ρ — плотность или концентрация поглощающих молекул в единицах, согласованных по размерности с единицами, выбранными для K. Так, если $[K] = r^{-1} \cdot cm^2$, то массовое число $[m] = r \cdot cm^{-2}$.

Для каждой изолированной линии коэффициент K_k определялся по формуле

$$K_{k} (v - v_{i}, Z_{k}) = H[a_{k}(Z_{k}), \omega_{k}(Z_{k})] \frac{S_{i}(Z_{k})}{\gamma_{i}(Z_{k})} \sqrt{\frac{\ln 2}{\pi}}, \quad (2)$$

где *H* — функция Фойгта для лорентц-допплерова профиля; *S_i* — интегральная интенсивность линии, определенная по формуле

$$S_i = \int_0^\infty K(v) \, dv; \tag{3}$$

у_i — ударная полуширина.

Функция Фойгта рассчитывалась обычным способом по формуле

$$H[a_{h}(Z_{h}), \omega_{h}(Z_{h})] = \frac{a}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-x^{2}} dx}{a_{\omega}^{2} + (\omega - x)^{2}}.$$
 (4)

При расчете ударная полуширина γ_i бралась из [11, 16], статистические веса состояний молекулы, необходимые для вычисления S_i , были рассчитаны заново [11, 16]. Техника вычислений изложена в [5, 15]. Модель стандартной атмосферы взята из [12, 13], Результаты, полученные по моделям ARDC-59, CIRA, практически неразличимы. Полная эквивалентная ширина W каждого дублета полосы A_{00} и одиночной линии P_1 полосы B_{01} была вычислена через равные интервалы изменения $\Delta \lg M_{\odot} = 0,1$:

$$\lg M_{\odot} = 0; 0,1; 0,2; 0,3; 0,4; 0,5; 0,6; 0,7; 0,8; 0,9; 1,0.$$

Значения эквивалентной ширины W позволили построить отрезки теоретической кривой роста для модели стандартной атмо-

сферы. В этом аспекте под кривой роста мы понимаем зависимость роста эквивалентной ширины с ростом оптической толщи, т. е. $\lg W$ от $\lg M_{\odot}$. Наклон полученного участка кривой роста



Рис. 1. Деталнзированная часть семейства кривых роста в области перегиба. Точками обозначены экспериментальные данные по полосе A (справа вверху) и по полосе B (слева внизу), кружками — данные, полученные по отдельным линиям вращательной структуры. Два отрезка прямых — данные теоретических расчетов. Цифры справа — значения отношений лорентцовой полуширины к допплеровой полуширине. По оси абсцисс отложен логарифм интегральной интенсивности в долях допплеровой полуширины. По оси ординат отложены логарифмы эквивалентной ширины W в тех же единицах

почти постоянен и соответствует малому отклонению от закона квадратного корня [1, 5, 8]. Некоторые авторы [10, 14, 16, 17] объясняют это отклонение ошибками наблюдений.

На рис. 1 теоретическая кривая роста [1, 3] сравнивается с экспериментальной, построенной по нескольким группам точек. 150

Совокупность всех наблюдений при различных воздушных массах М дала группу точек, ложащуюся на верхнюю часть линейного участка. Путем параллельного переноса вдоль оси абсцисс группы точек, построенных по эквивалентным ширинам линий более интенсивной полосы А, совместим их с одной из теоретических кривых роста, изображенных на рис 1 [1, 5]. Благодаря тому, что наклон отрезка, как экспериментальной, так и теоретической кривой роста, известен с высокой точностью, обе группы точек, отвосящихся к полосам А и В, легли на единую часть кривой роста. Промежуточные значения эквивалентной ширины были найдены двумя способами, что позволило достроить кривую роста и заполнить пустующий интервал в важной области перегиба. Первый способ заключается в измерении спектра, полученного на высоте H = 3000 м, с более слабыми линиями поглощения. Второй способ заключается в поисках одинаковых по интенсивности дублетов среди самых слабых дублетов полосы А и наиболее интенсивных дублетов полосы В. Такие пары дублетов были найдены, и они оказались тождественными не только по W, но и по форме контуров. Построение кривой роста и ее анализ привели к важному выводу о том, что на кривой роста для земной атмосферы выявлен пологий участок, являющийся переходной областью между линейной частью и областью сильных линий, соответствующей закону квадратного корня. Согласно теории кривых роста [1, 3], такой пологий участок является признаком наличия сильной турбулентности, и, следовательно, по геометрии пологого участка можно судить о параметрах турбулентности, что делалось до сих пор только при анализе солнечной и звездных атмосфер.

Количественный расчет скорости турбулентных движений производился по величине допплерова уширения линии, и єго легко выполнить при сравнении высокогорных наблюдений с теоретическими моделями контура. При высокогорных наблюдениях ввиду уменьшения плотности воздуха эффект лорентцовых столкновений ослабляется, ударная полуширина γ становится малой и сравиимой с допплеровой полушириной. Для сравнения теоретического контура с наблюдаемым прологарифмируем T_{x} и воспользуемся формулами (2), (4)

$$\lg T_{v} = \lg J_{v} - \lg J_{0v} = -\alpha_{D} \sum_{1}^{N} \frac{\alpha_{L}(z_{k})\sqrt{\ln 2}}{\pi\sqrt{\pi}} \times \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\tilde{e}^{-x^{2}} dx}{\alpha_{L}^{2}(z_{k}) + \alpha_{D}^{2}(\omega - x)^{2}} \frac{S_{i}(z_{k})}{\gamma_{i}(z_{k})} \rho(z_{k}) dz \cdot m_{\theta}.$$
(5)

В левой части (5) содержится неизвестная величина $\lg I_{0\gamma}$, в правой части (5) — неизвестная величина α_D

$$\alpha_D = \frac{v_0}{C} \sqrt{\frac{2k\theta}{m} + v_{\text{typ6.}}^2}.$$
 (6)

Таким образом, для совмещения теоретического и поблюдаемого профилей следует сдвинуть теоретический профиль, вычерченный в логарифмической шкале, вдоль оси ординат на величину

$$\frac{1}{m_0} \lg J_{0\nu} - \Delta \alpha_D \sum_{1}^{N} \frac{\alpha_L(z_k) \sqrt{\ln 2}}{\pi \sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-x^2} dx}{\alpha_L^2(z_k) + \alpha_D^2(\omega - x)^2} \times \frac{S_i(z)}{\gamma_i(z)} \rho(z) dz, \qquad (7)$$

приведя наблюдаемую интенсивность к зениту $M_{\odot} = 1$. Дисторсия и другие аберрации исключались путем отдельной обработки каждого дублета и приведения к некоторой средней дисперсии, измеренной в центре негатива. Рис. 2. показывает удовлетворительное совпадение теоретического и наблюдаемого профилей. Для определения J_{0} , нужио профотометрировать солнечный спектр вне атмосферы. Для теоретического расчета T функция Фойста H не пригодна, причем погрешность в крыльях линии растет с удалением от центра. Необходимо произвести расчет по точной формуле из [18]. При соблюдении этих двух условий можно рассчитать турбулентность по измерениям отдельной линии и не прибегать к построению кривой роста.

Таким образом, астрофизический метод исследования атмосферной турбулентности с применением спектроскопии высокого разрешения (рис. 3) позволяет не только констатировать наличие усиленной турбулентности при ясном небе, но и рассчитать поле скоростей турбулентных движений.











ЛИТЕРАТУРА

- 1. Бахарев А. М., Суслов А. К. О скоростях турбулентных движений в верхней атмосфере. «Изв. АН СССР. Физика атмосферы и океана», 1974, т. 10, № 7, с. 786—789.
- 2. Братийчук М. В. Исследование большого дифракционного спектрографа Астрономической обсерватории Кневского университета. — «Циркуляр ÂОҚГУ», 1959, № 69.
- 3. Гуди Р. Атмосферная радиация: М. «Мир», 1966. 522 с.
- 4. Кожевников Н. И., Макарова Е. А., Ситник Г. Ф. О влияний атмосферного давления на полуширину линий кислорода в полосе 1,27 мкм. «Астрономический журнал», 1963, т. 40, № 6, с. 1095—1100
- 5. Покровский А. Г., Суслов А. К. Опыт расчета спектра поглощения атмосферного О₂ и построения кривой роста. — В кн.: Проблемы физики атмосферы, вып. 7, Л., 1969, с. 62—69.
- 6. Прокофьев В. К., Петрова Н. Н. О присутствии кислорода в атмосфере Венеры. — «Изв. КрАО», 1963, т. 29, с. 3—14.
- 7. Суслов А. К. Опыт построения кривой роста по линиям полос А и В молекулы О₂. — «Астрономический циркуляр», 1959, № 204. с. 11—13.
- 8. Суслов А. К. Методика и некоторые результаты спектрэфотометрий теллурических линий кислорода. «Труды сектора астроботаники», 1959, т. 7, Алма-Ата, с. 226—276.
- 9. Суслов А. К. Результаты спектрографического исследования теллурических линий О2. — В кн.: Проблемы физики атмосферы, вып. 3, Л., 1965, c. 203-214.
- 10. Allen C. W. Line contours of the atmospheric oxygen bands. Astrophysical Journal, 1937, v. 85, № 3, p. 156-164.
- 11. Burch D. E., Grywnak A. D. Strengths, widths and shapes of the oxygen lines near 7600 Å. Publication № U-4076, 1967, USA, p. 1-31.
- 12. COSPAR International Reference Atmosphere 1972. Berlin, 1972.
- 13. Handbook of Geophysics, 1960, New York, p. 1-25.
- 14. Kovács J. Rotational structure in the spectra of diatomic molecules. Budapest, 1969. 320 p.
- 15. Pokrovsky A. G., Suslov A. K. On the calculation of the atmospheric O₂ absorption spectrum and construction of the growth curve. Proc. Symposium Radiation, Bergen, 1968, p. 155-159.
- Wark D. Q., Mercer D. M. Absorption in the atmosphere by the oxygen A band. Applied Optics, v. 4, № 7, 1965, p. 839.
- 17. Watson J. K. G. Rotational line intensities in electronic transitions.
- Canadian Journal of Phys., 1968, v. 46, № 14, p. 1637.
 18. Griem H. R., Kolb A. C., Shen K. Y. Stark profile calculations for the H₃ line of Hydrogen. Astrophysical Journal, 1962, v. 135, № 1, p. 272-276.

СОДЕРЖАНИЕ

Стр.

Предисловие	3
С. В. Солонин, А. Е. Барабанов, А. С. Солонин. О принципах составления расписания движения воздушных судов с учетом метеорологических условий	5
С. В. Солонин, В. Д. Еникеева. Алагоритмы принятия решения в авто- матизированных системах управления воздушным движением	16
Ю. Н. Волконский. Об использовании метода Монте-Карло при ста- тистической обработке архивного материала в прогностических целях	24
Б. А. Ершов, А. В. Иванова. Движение гибкого крыла переменной жесткости и массы в турбулентном потоке	2 9
Б. Д. Панин. О реализации методов интерпретации спуткиковых дан- ных, сводящихся к решению краевых задач, при неполном залании гра- ничных условий	37
Б. Д. Панин, Е. Т. Никонова. Определение вертикального профиля тем- пературы и геопотенциала статистическим методом	43
Г. Ш. Мусаелян. О восстановлении поля H_{500} по данным метеорологических спутников в околополярных районах.	53
М. А. Герман, В. Ф. Говердовский. Некоторые вопросы автоматиче- ской обработки спутниковой инфракрасной информации	6 2
Л. М. Митник, Н. Ф. Кухарская. Возможности оценки полной массы водяного пара в атмосфере по вариациям фазового запаздывания радиоволн	75
В. И. Ковалев. Пространственная и временная изменчивость спектра радиояркостных температур и ядра интегрального уравнения в диапазоне 110—120 ГГц	7 9
В. И. Воробьев, В. С. Фадеев. Некоторые характеристики облачности над Северной Атлантикой, полученные по данным метеорологических ИСЗ	9 1
Б. М. Воробьев, Н. А. Батурина. О влиянии вертикальной мощности, температуры и фазового состояния мелкокапельных конвективных обла-	
ков на нисходящее радиотепловое излучение в диапазоне длин волн 0,86—17 см	10 2
Ю. Е. Сидоров. методы повышения надежности принятия статисти- ческих решений в задачах обработки аэрокосмической информации .	110
А. Е. Пригодич. Статистический комплексный метод контроля опера- тивных данных о геопотенциале на уровне изобарических поверхностей	116
156	

А. Ф. Гончар, С. М. Гальперин, В. Н. Егоров. Возможности повыше-	
станций	129
В. Н. Стасенко, С. М. Гальперин. Исследование эволюции грозовой активности в кучево-дождевых облаках.	135
В. В. Осечкин, Т. М. Соболева, Л. А. ўсенкова. О концентрации озона вблизи тропопаузы по данным исследовательских полетов.	141
А. К. Суслов. Спектроскопический метод оценки турбулентности при ясном небе.	148

Межвузовский сборник, вып. 64.

АВИАЦИОННАЯ И КОСМИЧЕСКАЯ МЕТЕОРОЛОГИЯ

Редактор З. Б. Ваксенбург

Корректор Л. В. Ломакина

М-20444. Сдано в набор 31/V 1977 г. Подп. к печати 16/XII 1977 г. Зак. 273. Формат бум. 60×90¹/16. Бум. тип. № 2 Печ. л. 9,8, уч.-изд. л. 10. Тираж 500 экз. Темплан 1977 г., поз. 3308 Цена 1 р. 50 к.

Издание ЛПИ имени М. И. Калинина. 195251, Ленинград, Политехническая ул., 29 Типография 6 ВОК ВМФ

УДК 519.95+551.5:629.13

О принципах составления расписания движения воздушных судов с учетом метеорологических условий. Солонин С. В., Барабанов А. Е., Солонин А. С. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 5—15. (ЛГМИ).

Рассматривается общий подход к составлению расписания движения воздушных судов на основе комплексного учета метеорологических условий.

В качестве одного из методов составления расписания предлагается оптимальная приоритетная стратегия, реализация которой позволяет свести до минимума перебор вариантов.

Библ. 24.

УДК 551.509.314:629.13+621.396

Алгоритмы принятия решения в автоматизированных системах управления воздушным движением. Солонин С. В., Еникеева В. Д. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 16—23 (ЛГМИ).

Рассматриваются алгоритмы принятия решения на возможность полета самолетов, основанные на иерархической последовательности логических высказываний. Проверка истинности каждого из логических выражений достигается путем определения потенциальных зон опасных для авиации метеорологических условий. С этой целью используются непараметрические алгоритмы потенциальных функций, апробирование которых проведено при определении болтанки самолетов и грозового положения по трассе Москва—Токио

Ил. 1. Библ. 4.

УДК 551.509.314

Об использовании метода Монте-Карло при статистической обработке архивного материала в прогностических целях. Волконский Ю. Н. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 24—28. (ЛГМИ).

Рассмотрены процедуры контроля отбора предикторов статистических прогнозов методом Монте-Карло. Применение указанных процедур позволяет избежать формирования дополнительной контрольной выборки и обеспечивает более полное использование архивного материала для отыскания прогностических связей.

1

Табл. З. Библ. З.

УДК 533.601.342:551, 551.5

Движение гибкого крыла переменной жесткости и массы в турбулентном потоке. Ершов Б. А., Иванова А. В. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 29—36. (ЛГМИ).

Для гибкого крыла переменной жесткости и массы, движущегося в случайном изотропном поле вертикальных порывов, приведен способ вычисления спектральной плотности (корреляционной функции) деформации точек упругой оси. Собственные функции задачи определяются с помощью сплайн преобразования аргумента.

Библ. 6,

УДК 551.507

О реализации методов интерпретации спутниковых данных, сводящихся к решению краевых задач, при неполном задании границных условий. Панин Б. Д. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 37—42. (ЛГМИ).

Рассматривается возможность косвенного получения сведений о полях приземного давления и геопотенциала по спутниковым данным об облачности и уходящем излучении (радиационной температуре) в случаях, когда нельзя полностью задать граничные условия. Предлагаемый способ решения обеспечивает практическое применение методов интерпретации спутниковых данных, сводящихся к решению краевых задач для уравнения Пуассона, для акваторий океанов и других районов, неосвещенных обычными метеорологическими наблюдениями.

Табл. 1. Библ. 8.

УДК 551,509,313:551,507

Определение вертикального профиля температуры и геопотенциала статистическим методом. Панин Б. Д., Никонова Е. Т. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 43—52. (ЛГМИ).

Предложен способ определения температуры и геопотенциала на основных изобарических поверхностях по данным о спектральном составе уходящго излучения в 15 мкм полосе углекислого газа, основанный на принципах оптимальной интерполяции. Теоретическое и практическое значение предлагаемого способа состоит в том, что с его помощью можно определить температуру и геопотенциал по спутниковым данным как в безоблачных, так и в облачных условиях.

Табл. 8. Библ. 12.

УДК 551.507

О восстановлении поля H_{500} по данным метеорологических спутников в околополярных районах. Мусаелян Г. Ш. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 53—61. (ЛГМИ).

Рассматривается новый математический подход к решению задачи восстановления поля давления атмосферы по информации метеорологических спутников об облачности и об уходящем излучении для околополярных областей. Приводятся результаты численного эксперимента по восстановлению поля H_{500} .

Ил. 2. Библ. 5.

УДК 551.508:629.195.1

Некоторые вопросы автоматической обработки спутниковой инфракрасной информации. Герман М. А., Говердовский В. Ф. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, выл. 64, с. 62—74. (ЛГМИ).

Рассматриваются вопросы статистической обработки инфракрасных снимков подстилающей поверхности, полученных с помощью аппаратуры, установленной на метеорологических спутниках Земли. На примере ИК снимка Средиземного моря показывается возможность обнаружения неоднородностей полей радиационной температуры, связанных с наличием облачности, островов, отмелей и т. п. Показывается особенность изменения статистических характеристик на конкретном примере съемки острова Крит на фоне однородного поля ралнационной температуры моря. Контрасты в поле радиационной температуры отражают границы и особенности излучающих поверхностей различного вида.

Табл. 1. Ил. 2. Библ. 6.

УДК 551.501.77:551.507.362:621.371

Возможности оценки полной массы водяного пара в атмосфере по вариациям фазового запаздывания радиоволн. Митник Л. М., Кухарская Н. Ф. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 75—78. (ЛГМИ).

Проанализирована связь «влажной» и «облачной» составляющих фазового запаздывания радиоволи с метеорологическими параметрами атмосферы. На основе обработки радиозондовых данных показано, что величина полной массы водяного пара в атмосфере сильно коррелирована с влажной составляющей фазового запаздывания.

Ил. 1. Библ. 8.

. :'

УДК 551.507.362.2.

Пространственная и временная изменчивость спектра радиояркостных температур и ядра интегрального уравнения в диапазоне 110—120 ГГц. Ковалев В. И. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977. вып. 64, с. 79—90. (ЛГМИ).

Рассматриваются результаты численных экспериментов определения радиояркостной температуры и ядра интегрального уравнения переноса в атмосфере для различных времен года и географических районов Земли в диапазоне частот 110—120 ГГц. Отмечаются характерные особенности пространственной и временной изменчивости рассчитываемых величин.

Табл. 2. Ил. 3. Библ. 10.

УДК 551.506.7:551.576.2

Некоторые характеристики облачности над Северной Атлантикой, полученные по данным метеорологических ИСЗ. Воробьев В. И., Фадеев В. С. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 91—101. (ЛГМИ).

Приводятся основные результаты статистической обработки ежедневных спутниковых данных о количестве облаков над акваторией Северной Атлантики и прилегающими районами материков за зимние и летние месяцы 1965— 1971 гг. Анализируются сезонные карты распределения среднего количества облаков и повторяемости двух градаций количества облаков ($\geq 65\%$ н < 35%).

Табл. 1. Ил. 6. Библ. 16.

УДК 551.501.81

О влияниии вертикальной мощности, температуры и фазового состояния мелкокапельных конвективных облаков на нисходящее радиотепловое излучение в диапазоне длин волн 0,86—17 см. Воробьев Б. М., Батурина Н. А. Межмузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 102—109. (ЛГМИ).

Представлены результаты модельных расчетов нисходящего радиоизлучения атмосферы с конвективными облаками, не дающими осадков. В расчетах варьировались вертикальная мощность (от 1 до 8 км), максимальная водность (0,23—3,77 г/м³), температура на нижней границе (0÷+20°C) и фазовое состояние предвершинной части облака. Вертикальные профили темепратуры и давления внутри облака соответствовали стандартной атмосфере. Расчеты выполнены для длин волн 0,86; 1,35; 3,2; 10 и 17 см. Показано, в частности, что радиояркостная температура возрастает с уве-

Показано, в частности, что радиояркостная температура возрастает с увеличением мощности облака, притом тем быстрее, чем короче длина волны излучения. «Насыщение» излучения наблюдается лишь на $\lambda = 0.86$ см в случае конвективных облаков мощностью 5 км и более. Кристаллизация предвершинной части облака приводит к заметному понижению яркостной температуры, достигающему дсятков градусов. Аналогичный, но менее выраженный эффект имеет место в случае повышения температуры на нижней границе облака.

Табл. 2. Ил. 3. Библ. 11.

УДК 519.251.8: (551.501)+551.46.0):629.78

Методы повышения надежности принятия статистических решений в задачах обработки аэрокосмической информации. Сидоров Ю. Е. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 110—115. (ЛГМИ).

Рассматриваются методы повышения надежности принятия решений в задачах обработки аэрокосмической информации при использовании нескольких решающих правил с разными критериями качества или нескольких методов классификации (оценки параметров). Предлагаются оптимальные решающие схемы для случая выбора одного решающего правила из группы правил и при синтезе результирующего правила по совокупности неравнозначных решений. Оценивается эффективность этих схем и отмечаются их практически ценные свойства.

Ил. 1. Библ. 8,

УДК 551.509.314

Статистический комплексный метод контроля оперативных данных о геопотенциале на уровие изобарических поверхностей. Пригодич А. Е. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 116—128. (ЛГМИ).

Рассматривается автоматический метод контроля, исправления и восстаповления оперативных данных о геопотенциале главных изобарических поверхностей, включающий в себя следующие статистические контроли-компоненты: горизонтальный, вертикальный, потенциальный, по предельно допустимым значениям геопотенциала и толщины слоев. Приводятся сведения о построении алгоритма принятия решений, об успешности применения метода для контроля оперативных данных о геопотенциале шести стандартных уровней. Обсуждаются недостатки метода и пути повышения его надежности.

Табл. 3, Библ. 17.

УДК 551,594,21

Исследование эволюции грозовой активности в кучево-дождевых облаках. Стасенко В. Н., Гальперин С. М. Межвузовский сборник, изд. ЛПИ, 1977, вып. 64, с. 129—134. (ЛГМИ).

Проведено радиолокационное исследование места и времени возникновения молниевых разрядов в кучево-дождевом облаке на протяжении всей грозоактивной стадии облака.

Ил. 1. Библ. 7.