

МЕТОДЫ И СИСТЕМЫ АВТОМАТИЗАЦИИ. ОБРАБОТКА ДАННЫХ
ДИСТАНЦИОННОГО ЗОНДИРОВАНИЯ

УДК 551.46

Б.А. Каргин, С.М. Пригарин

ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ КУЧЕВОЙ ОБЛАЧНОСТИ
ДЛЯ ИССЛЕДОВАНИЯ ПРОЦЕССОВ ПЕРЕНОСА СОЛНЕЧНОЙ
РАДИАЦИИ В АТМОСФЕРЕ МЕТОДОМ МОНТЕ-КАРЛО

Рассматриваются алгоритмы численного моделирования стохастической структуры полей кучевой облачности для решения некоторых задач атмосферной оптики. Предлагается новая методика для имитации разорванной облачности на основе спектральных моделей гауссовских однородных полей.

В связи с исследованиями в области общей циркуляции атмосферы, теории климата и метеорологии, а также в связи с решением широкого круга прикладных задач атмосферной оптики актуальной проблемой является разработка имитационных моделей стохастических полей облачности. Наиболее сложным объектом для моделирования является разорванная облачность. Для имитации стохастической геометрии и внутренней структуры разорванной облачности перспективным представляется использование достижений в области численного моделирования случайных процессов и полей.

Настоящая статья посвящена разработке и исследованию так называемых <гауссовских> моделей разорванной облачности и применению этих моделей для исследования процессов переноса солнечной радиации методом Монте-Карло. Наряду с достоинствами, присущими некоторым существующим геометрическим моделям разорванной облачности (см., например, [1,2], а также обзоры в [3,4], гауссовские модели обладают рядом преимуществ, к которым в первую очередь следует отнести экономичность численного алгоритма, возможность эффективной настройки модели на основные параметры облачности и разнообразие воспроизводимых геометрических форм.

Наряду с гауссовскими моделями для проведения сравнительных расчетов в статье рассмотрена модель кучевой облачности на основе аппроксимации облаков усеченными опрокинутыми параболами. Представлены результаты вычислений оптических характеристик различных моделей облачности. Проведено сравнение результатов вычислительного эксперимента с асимптотикой, полученной в [5] для вероятности прохождения излучения через стохастическую среду.

1. Постановка задачи

Процесс переноса излучения в среде описывается интегральным уравнением 2-го рода с обобщенным ядром [6]:

$$\varphi(\kappa) = \int_X K(\kappa', \kappa) \varphi(\kappa') d\kappa' + f(\kappa), \quad (1)$$

$$K(\kappa', \kappa) = \frac{\beta(r') g(\mu, r') \exp(-\tau(r', r)) \sigma(r)}{2\pi \|r-r'\| \sigma(r')} \delta\left(\omega - \frac{r-r'}{\|r-r'\|}\right),$$

где $\varphi(\kappa)$ – плотность столкновений; $\varphi(\kappa) = \sigma(r)\Phi(\kappa)$; $\Phi(\kappa) = \Phi(r, \omega)$ – плотность потока (интенсивность) излучения в точке r в направлении ω ; $\kappa = (r, \omega)$ и $\kappa' = (r', \omega')$ – точки фазового пространства; $X = \{r \in R \subset R^3, \omega = (a, b, c), a^2 + b^2 + c^2 = 1\}$; $\mu = \langle \omega', r-r' \rangle / \|r-r'\|$ – косинус угла рассеяния; $g(\mu, r)$ – индикатриса рассеяния, $\int_{-1}^1 g(\mu, r) d\mu = 1$; $\tau(r', r) = \int_0^l \sigma(r(t)) dt$ – оптическая

длина отрезка $[r', r]$, $r(t) = r' + t(r - r')/l$, $l = \|r' - r\|$; $\sigma(r) = \alpha(r) + \beta(r)$ – коэффициент ослабления; $\alpha(r)$ – коэффициент поглощения; $\beta(r)$ – коэффициент рассеяния; $f(\kappa)$ – плотность распределения источников.

Для вычисления функционалов от решения уравнения переноса необходимо задать характеристики среды $\alpha(r)$, $\beta(r)$, $g(\mu, r)$ и источника $f(\kappa)$. Общие алгоритмы и методы статистического моделирования переноса излучения изложены в многочисленной литературе (см., например, [6,7]).

Процесс переноса оптического излучения в облачном слое будем описывать однопараметрическим семейством независимых уравнений (1) с параметром $\lambda \in [\Lambda_1, \Lambda_2]$, где λ – длина волны излучения. В качестве области R возьмем плоский слой:

$$R = \{ r = (x, y, z); H_1 \leq z \leq H_2 \},$$

а в качестве источника будем рассматривать плоскопараллельный поток в направлении ω_0 :

$$f_\lambda(\kappa) = S_0(\lambda) \delta(z - H_2) \delta(\omega - \omega_0),$$

$$\omega_0 = (a_0, b_0, c_0), \quad c_0 = -\cos \theta_0 < 0,$$

где $S_0(\lambda)$ – распределение по спектру падающего излучения; θ_0 – угол между вертикальной осью OZ и падающими лучами.

Как известно [8], в процессе переноса оптического излучения в атмосфере наряду с рэлеевским и аэрозольным ослаблениями в некоторых участках спектра существенную роль играет селективное поглощение атмосферными газами, которое не может быть описано в рамках линейной теории переноса. Это поглощение учитывается посредством функции пропускания $P_{\Delta\lambda}(L)$ (см., например, [6,7]), которая имеет смысл вероятности <выживания> фотона на траектории L . Далее используется представление функции пропускания, при котором значение $P_{\Delta\lambda}(L)$ полностью определяется так называемой эффективной (или приведенной массой) поглощающего вещества на пути L . Эффективная масса вычисляется по формуле

$$m(L) = \int_L \rho(r) [p(r)/p_0]^\gamma dl,$$

где $\rho(r)$ – плотность поглощающего вещества в точке r ; $p(r)$ и p_0 – давление воздуха в точке r и у поверхности Земли соответственно; $0 \leq \gamma \leq 1$.

Особенностью рассматриваемой задачи является то, что среда имеет не детерминированную, а стохастическую структуру, т.е. функции $\alpha(r)$, $\beta(r)$, $g(\mu, r)$ – это реализации случайных полей, и их моделирование в данном случае – это одна из основных проблем. Стохастичность среды делает метод Монте-Карло, по сути, единственным методом, приемлемым для решения задачи.

2. Геометрические модели кучевой облачности и алгоритмы имитации

2.1. <Гауссовские> модели

В [9] были выдвинута гипотеза, что кучевую облачность можно описывать с помощью стационарного гауссовского процесса. На основе этой гипотезы была построена теоретико-экспериментальная модель статистической структуры кучевой облачности (см. [10], [11], гл. 3). Впервые численная модель облачной структуры для статистического моделирования переноса оптического излучения на основе этой гипотезы была построена в [12]. Дальнейшая разработка и исследование гауссовских моделей были проведены в [13].

2.1.1 Описание моделей. Предположим, что облачность ограничена плоскостью $z = H_0$ снизу (нижняя граница облачности, определяемая уровнем конденсации, мало меняется в пространстве), а верхняя граница облачности $z = \omega(x, y)$ задается выражением (модель G_1)

$$\omega(x, y) = H_0 + \max(\sigma[u(x, y) - d], 0), \quad (2)$$

где $d \in (-\infty, +\infty)$, $\sigma > 0$, $v(x, y)$ – однородное гауссовское поле с нулевым средним, единичной дисперсией и корреляционной функцией $K(x, y)$. Абсолютный балл облачности n_0 определяется из соотношения

$$n_0 = 1 - \Phi(d), \quad (3)$$

где Φ – функция стандартного нормального распределения.

Особенностью модели (2) является то, что при $d \leq 0$ ($n_0 \geq 0,5$) конфигурация облаков соответствует структуре сплошной облачности с просветами. Поэтому наряду с моделью (2) для моделирования кучевой облачности предлагается использовать модель G_2 :

$$\omega(x, y) = H_0 + \max(\sigma[|v(x, y)| - d], 0), \quad d \geq 0. \quad (4)$$

В этом случае

$$n_0 = 2(1 - \Phi(d)). \quad (5)$$

Кроме балла облачности n_0 будем рассматривать среднее количество облаков m_0 на единицу площади и среднюю высоту облаков h_0 . На основании формулы (45.51) из [14] получим

$$m_0 = (2\pi)^{-3/2} d (k_{20} k_{02} - k_{11}^2)^{1/2} \exp(-d^2/2) \quad (6)$$

при $d > 0$ для модели (2) и

$$m_0 = 2(2\pi)^{-3/2} d (k_{20} k_{02} - k_{11}^2)^{1/2} \exp(-d^2/2) \quad (7)$$

для модели (4). Здесь $k_{ij} = - \left. \frac{dK(x, y)}{dx^i dy^j} \right|_{x=y=0}$.

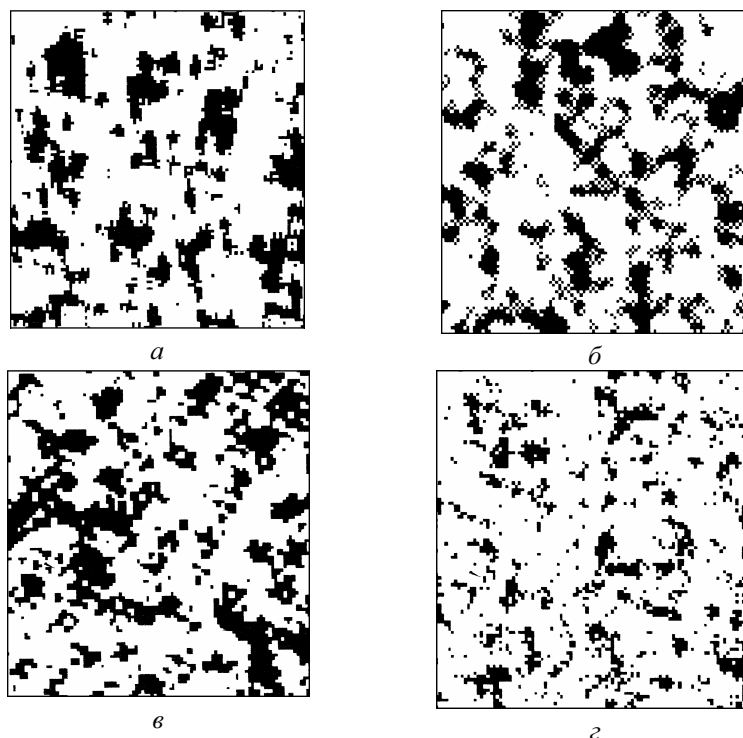


Рис. 1. Примеры реализаций гауссовских моделей облачности (конфигурация оснований облаков)

Гауссовские модели облачности (2) и (4) однозначно задаются величинами d , σ и корреляционной функцией $K(x, y)$. Подбирая эти параметры соответствующим образом, модели легко настроить на требуемый балл облачности и на средние вертикальные и горизонтальные

размеры облаков. Это позволяет использовать модели (2) и (4) для имитации различных структур кучевой и волнистообразной облачности (рис. 1). Кроме того, на основе однородных случайных полей можно строить модели слоистообразной облачности со стохастическими верхними и нижними границами.

2.1.2. Алгоритмы численного моделирования. Задача численного построения стохастической структуры разорванной облачности согласно (2), (4) сводится к моделированию гауссовского однородного поля $v(x, y)$ с заданной корреляционной функцией. Для моделирования использовался метод рандомизации спектра [15], а точнее, его модификация для изотропных полей (см. [16,17]), так как на первоначальном этапе исследований логично ограничиться случаем изотропной облачности и, кроме того, неизотропные структуры легко получить из изотропных путем изменения масштаба по одной из осей координат.

Для изотропного случая $k_{20} = k_{02}$, $k_{11} = 0$, и формулы (6), (7) примут соответственно вид

$$m_0 = (2\pi)^{-3/2} d k_{02} \exp(-d^2/2), \quad d \geq 0, \quad (8)$$

$$m_0 = 2 (2\pi)^{-3/2} d k_{02} \exp(-d^2/2). \quad (9)$$

Спектральная мера изотропного поля на плоскости обладает круговой симметрией, а корреляционная функция представима в виде

$$K(x, y) = B(r) = \int_0^\infty J_0(\rho r) \mu(d\rho), \quad (10)$$

где $r^2 = x^2 + y^2$; J_0 – функция Бесселя первого рода; $\mu(d\rho)$ – радикальная спектральная мера на $[0, \infty)$. (Таблица спектральных мер и соответствующих им корреляционных функций изотропных полей представлена в [18]). При этом

$$k_{02} = 2^{-1} \int_0^\infty \rho^2 \mu(d\rho).$$

Ниже представлены алгоритмы численного моделирования однородных изотропных гауссовских полей на плоскости, предложенные в [16,17].

Пусть $0 = R_0 < R_1 < \dots < R_{N-1} < R_N = \infty$. В качестве приближенной модели гауссовского поля $v(x, y)$ с корреляционной функцией (10) рассмотрим

$$v^*(x, y) = \sum_{n=1}^N c_n M_n^{-1/2} \sum_{m=1}^{M_n} (-2 \ln \alpha_{nm})^{1/2} \cos [x \rho_n \cos \omega_{nm} + y \rho_n \sin \omega_{nm} + 2\pi \beta_{nm}], \quad (11)$$

где $c_n^2 = \int_{R_{n-1}}^{R_n} \mu(d\rho)$; $\omega_{nm} = \pi(m - \gamma_{nm})/M_n$; ρ_n – случайные величины, распределенные на $[R_{n-1}, R_n]$ по мере $\mu(d\rho)$; α_{nm} , β_{nm} , γ_{nm} – независимые, равномерно распределенные на $[0, 1]$ случайные величины.

Моделирующий алгоритм состоит в создании массивов:

$$A(n, m) = c_n (-2 \ln \alpha_{nm})^{1/2}, \quad D(n, m) = 2\pi \beta_{nm},$$

$$B(n, m) = \rho_n \cos \omega_{nm}, \quad C(n, m) = \rho_n \sin \omega_{nm},$$

а значение поля в требуемой точке (x, y) вычисляется по формуле

$$v^*(x, y) = \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^{M_n} A(n, m) \cos [B(n, m)x + C(n, m)y + D(n, m)].$$

Модель (11) соответствует разбиению спектрального пространства на кольца и каждого кольца – на равновеликие сегменты. Корреляционная функция модели (11) имеет вид (10), а если $\sum_{n=1}^N M_n \rightarrow \infty$ и при этом $\max_{n \leq N} (c_n^2/M_n) \rightarrow 0$, то поле $v^*(x, y)$ является асимптотически гауссовским.

Возможны другие варианты спектральной модели. В частности, допустим замены в (11) (как по отдельности, так и одновременно): 1) $\rho_n = \rho_{nm}$; 2) $\gamma_{nm} = \gamma_n$; 3) $\gamma_{nm} = \gamma$, где ρ_{nm} , γ_n , γ – независимые случайные величины с соответствующими распределениями. Первая замена может оказаться особенно целесообразной при $n = N$.

Алгоритмически более простой, но менее гибкой является модель (11), где $c_n = N^{-1/2}$, а ρ_n – независимы и распределены на всей полуоси $[0, \infty)$ по мере $\mu(d\rho)$. Программная реализация такого алгоритма представлена в [17].

Выбор варианта моделирующего алгоритма и значений его параметров определяется стремлением более или менее подробно передать соответствующие участки спектра и влияет на характер реализаций $v^*(x, y)$.

Для расчетов на ЭВМ была выбрана простейшая корреляционная функция изотропного поля

$$K(x, y) = J_0(\rho(x^2 + y^2)^{1/2}), \quad (12)$$

и приближенное моделирование гауссовского поля проводилось по формуле

$$v^*(x, y) = M^{-1/2} \sum_{i=1}^M (-2 \ln \alpha_i)^{1/2} \cos [x \rho \cos \omega_i + y \rho \sin \omega_i + 2\pi\beta_i], \quad (13)$$

где $\omega_i = \pi(i + \alpha')/M$ (α' , α_i , β_i – равномерно распределенные на $[0, 1]$ случайные величины). В программе насчитываются массивы

$$A(i) = (-2(\ln \alpha_i)/M)^{1/2}, B(i) = \rho \cos \omega_i,$$

$$C(i) = \rho \sin \omega_i, D(i) = 2\pi\beta_i,$$

а значение поля в требуемой точке (x, y) вычисляется по формуле

$$v^*(x, y) = \sum_{i=1}^M A(i) \cos [B(i)x + C(i)y + D(i)].$$

Формулы (8), (9) для (12) дают соответственно

$$m_0 = 2^{-1} (2\pi)^{-3/2} d \rho^2 \exp(-d^2/2), \quad d > 0 \quad (14)$$

$$m_0 = (2\pi)^{-3/2} d \rho^2 \exp(-d^2/2). \quad (15)$$

2.1.3. Настройка моделей. Связь между средней высотой облаков h_0 и параметрами модели (4) для корреляционной функции (12) определяется соотношением

$$h_0 = \sigma \int_d^{+\infty} (h-d) p(h) dh / \int_d^{+\infty} p(h) dh, \quad (16)$$

где $p(h) = 2(2\pi/3)^{-1/2}(h^2 - 1 + e^{-h^2}) \exp(-h^2/2)$, $h > 0$, плотность распределения высот локальных максимумов гауссовского поля с корреляционной функцией (12) (см. [19]).

З а м е ч а н и е. Целесообразность использования плотности локальных максимумов изотропного гауссовского поля для вычисления средней высоты облаков в случае корреляционной функции (12) была подтверждена численным экспериментом. Для произвольной корреляционной функции применение (16) даже в качестве приближения может оказаться неоправданным (по этому поводу в [20] допущена неточность при изложении материала из [13]).

Алгоритм выбора параметров модели (4), (12) по заданным характеристикам облачности n_0 , h_0 , m_0 состоит в следующем. Во-первых, из (5) находим значение d . Затем на основании (16) вычисляем σ . Наконец, зная m_0 , из (15) находим значение ρ . Аналогично настраивается модель (2), (12).

Отметим, что на основании известных свойств реализаций случайных полей могут быть изучены различные характеристики моделей (2), (4). Так, например, формулу для средней длины контуров основания облаков можно получить из результатов [14], а формулу для среднего объема облаков на единицу площади – из [21, с. 182].

2.1.4. О выборе корреляционной функции. Как было отмечено, для тестовых расчетов использовались модели облачности на основе гауссовских однородных изотропных полей с простейшей корреляционной функцией (12). Однако для проведения ряда численных экспериментов имеет смысл реализовать более сложные модели, настроенные с учетом реальных конфигураций различных типов облачных полей. Опишем одну из возможных методик выбора корреляционной функции $K(x, y)$ в моделях облачности (2), (4) по данным наблюдений.

Предположим, что в нашем распоряжении имеются изображения облачных полей на плоскости, которые можно интерпретировать как однородные случайные индикаторные поля $\varepsilon(x, y)$, где значение $\varepsilon(x, y) = 1$ соответствует наличию облака в точке (x, y) , а значение $\varepsilon(x, y) = 0$ означает, что точка (x, y) лежит в просвете между облаками. Для того чтобы конфигурация моделируемых облачных полей соответствовала конфигурации наблюдаемых реализаций $\varepsilon(x, y)$, в качестве корреляционной функции $K(x, y)$ для модели (2) следует взять

$$K(x, y) = R^{-1}(B(x, y)), \quad (17)$$

где $B(x, y)$ – ковариационная функция, вычисленная по реализациям $\varepsilon(x, y)$, $B(x, y) \approx M\varepsilon(0,0)\varepsilon(x, y)$, а функция R определяется по формуле

$$R(\rho) = \iint_{-\infty}^{+\infty} u(\xi) u(\eta) \varphi_{\rho}(\xi, \eta) d\xi d\eta, \quad (18)$$

$$\varphi_{\rho}(\xi, \eta) = \left[2\pi \sqrt{1 - \rho^2} \exp\left(\frac{\xi^2 + \eta^2 - 2\rho\xi\eta}{2(1 - \rho^2)}\right) \right]^{-1},$$

$$u(x) = \begin{cases} 1 & \text{при } x \geq d, \\ 0 & \text{при } x < d. \end{cases}$$

(Напомним, что Φ обозначает функцию стандартного нормального распределения). Эта процедура вычисления корреляционной функции $K(x, y)$ соответствует известному методу обратной функции распределения, используемому в статистическом моделировании (см. [22], [23]). Отметим, что при $d=0$, $n_0=0,5$ формула (18) дает $R(\rho) = 1/4 + (2\pi)^{-1} \arcsin \rho$.

Для модели (4) также следует воспользоваться (17), (18), где

$$u(x) = \begin{cases} 1 & \text{при } |x| \geq d, \\ 0 & \text{при } |x| < d. \end{cases}$$

2.2. <Параболоидная> модель (модель P)

Другое геометрическое описание кучевой облачности основано на том, что характерной формой кучевых облаков являются усеченные опрокинутые параболоиды [24,25].

Центры облачных оснований (A, B) моделируются равномерно на $[0, X] \times [0, X]$. Распределение диаметров кучевых облаков аппроксимируется логарифмически нормальным или бета-распределением [26]. В качестве плотности распределения радиусов оснований облаков R_i рассмотрим [11]:

$$p(R) = \begin{cases} 9,66329 R(1 - R/1,875)^{4,35}, & R \leq 1,875 \text{ км}, \\ 0, & R > 1,875 \text{ км}. \end{cases} \quad (19)$$

Моделирующую формулу для бета-распределения можно найти в [22]. В данном случае она принимает вид

$$R = 1,875 \left\{ 1 - (\alpha_1 \alpha_2)^{[\alpha_3/5,35 + (1 - \alpha_3)/6,35]} \right\},$$

где α_1, α_2 – равномерно распределены на $[0, 1]$. Высоты облаков H_i выбираются из соотношения [24]

$$H_i = 1,91 R_i (R_i/1,875)^{-0,031}. \quad (20)$$

Точка (x, y, z) находится в облаке, если для некоторого $i \in \{1, 2, \dots, m\}$ (m – количество облаков на площади X^2) выполнено условие:

$$H_0 < z < H_i - C_i [(x - A_i)^2 + (y - B_i)^2] + H_0, \quad C_i = H_i / R_i^2,$$

где H_0 – нижняя граница облачности.

Процедура моделирования допускает пересечение параболоидов и проводится так, что центры оснований образуют пуассоновское поле точек на плоскости с интенсивностью λ (т.е. вероятность того, что на площадь S попадет ровно m точек, равна $\exp(-\lambda S)(\lambda S)^m/m!$). В случае, когда радиусы оснований постоянны ($R_i = R_0$), в качестве балла облачности используется выражение [2]

$$n_0 = 1 - \exp(-\lambda \pi R_0^2).$$

Если же радиусы случайны и распределены с плотностью вероятности $p(R)$, то для балла облачности можно получить (см.[27])

$$n_0 = 1 - \exp(-\lambda \pi \langle R^2 \rangle), \quad \langle R^2 \rangle = \int_0^{R_{\max}} r^2 p(r) dr.$$

(Для (19) $\langle R^2 \rangle = 0,3437 \text{ км}^2$).

Таким образом, модель P определяется баллом облачности n_0 , соотношениями (19), (20) и параметром X . Основной недостаток параболоидной модели по сравнению с гауссовскими моделями – увеличение времени моделирования при возрастании n_0 и X .

2.3. Дополнительные замечания о моделях разорванной облачности

В качестве имитационных моделей разорванной облачности представляются перспективными модели на основе нелинейных преобразований гауссовских случайных полей в пространстве. Возможно, этот подход позволит более адекватно моделировать геометрию облачных полей, однако подобные модели являются трудоемкими в вычислительном плане и требуют серьезных дополнительных математических исследований. Упомянем здесь также интересный подход к моделированию кучевой облачности, предложенной в [20] и основанный на синтезе параболоидной и гауссовской моделей. Заметим, что сложной задачей при таком подходе оказывается настройка модели (в частности, высоты облаков и особенно абсолютного балла облачности). И наконец, отметим, что проблема воспроизведения фрактальной размерности облаков, которая также затрагивалась в [20], достаточно просто может быть решена в рамках гауссовских моделей.

3. Вычисление радиационных характеристик кучевой облачности методом Монте-Карло

3.1. Вычисления радиационных характеристик кучевой облачности в видимом диапазоне длин волн $0,4 \leq \lambda \leq 0,72 \text{ мкм}$.

Рассеяние и поглощение в безоблачной атмосфере не учитывались. Предполагалось, что облака являются рассеивающей средой с $\sigma = 30 \text{ км}^2$. Индикатриса рассеяния заимствована из [11, гл. 4]. Траектории фотонов моделировались методом максимального сечения. В качестве модели кучевой облачности использовалась модель (4), (12) с входными параметрами: ψ_0 – угол между вертикальной осью и направлением падающих лучей; $\theta_0 = 180 - \psi_0$; n_0 – абсолютный балл облачности; h_0 – средняя высота облаков; d_0 – характерный диаметр основания облака:

$$\pi(d_0/2)^2 = n_0/m_0.$$

Вычислялись следующие радиационные характеристики: A – альbedo облачной структуры, T – доля пропущенного рассеянного излучения, S – прямое солнечное излучение, прошедшее через облака, $A + T + S = 1$. Приближенное моделирование гауссовского однородного поля с корре-

ляционной функцией (12) проводилось по формуле (13) при $M = 10$ (дальнейшее увеличение M на результаты практически не влияет).

Результаты вычислений представлены в табл. 1 и на рис. 2, 3. На рис. 2 изображены зависимости величин A , T , S от θ_0 при $n_0 = 0,5$; $h_0 = 0,5$ км; $d_0 = 0,7$ км.

Отметим, что при $n_0 \leq 0,7$ отношение T/A остается практически постоянным (см. верхнюю часть табл. 1). Это говорит о том, что радиационные поля отдельных облаков почти не влияют друг на друга. При более высоком балле облачности отношение T/A убывает. Этот эффект тем более заметен, чем больше отношение h_0/d_0 и чем больше θ_0 (см. нижнюю часть табл. 1).

Таблица 1

Радиационные характеристики модели G2 при различных значениях θ_0 , h_0 , d_0

θ_0 , град	h_0 , км	d_0 , км	n_0	A , %	T , %	S , %	T/A
45	1	1	0,3	18	24	58	1,34
			0,5	27	38	38	1,40
			0,7	37	47	16	1,27
			0,9	47	51	2	1,09
			0,1	8	22	70	2,75
60	0,5	0,25	0,3	19	48	33	2,53
			0,5	27	62	11	2,30
			0,7	33	65	2	1,97
			0,9	42	58	0	1,38

Таблица 2

Радиационные характеристики трех моделей облачности

θ , град	Характеристики, %								
	A			T			S		
	Модель								
	$G1$	$G2$	P	$G1$	$G2$	P	$G1$	$G2$	P
0	5	6	8	14	12	12	81	82	80
20	6	6	8	14	14	11	80	80	81
40	10	12	12	18	17	12	72	71	76
60	17	18	15	23	18	15	60	64	70
80	47	45	48	27	22	20	26	33	32

На рис. 3 приведены зависимости A , T , S от горизонтальных размеров облаков при $\theta_0 = 45^\circ$, $n_0 = 0,5$, $h_0 = 0,5$ км. Увеличение d_0 ведет к увеличению доли прямого излучения, уменьшению рассеянного проходящего излучения и незначительному уменьшению альбедо.

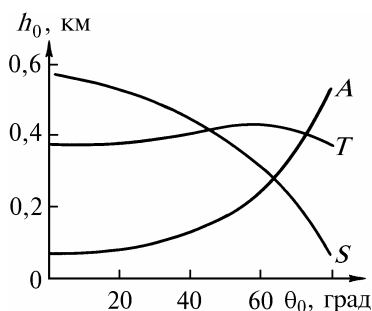


Рис. 2. Зависимость альбедо (A), доли пропущенного рассеянного излучения (T) и прямого излучения, прошедшего через облака (S) от угла падения солнечных лучей (θ_0 — угол между внешней нормалью к поверхности атмосферы и направлением на источник, $n_0 = 0,5$, $h_0 = 0,5$ км, $d_0 = 0,7$ км)

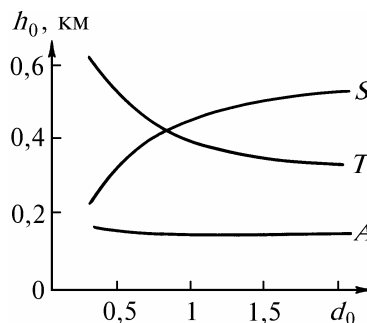


Рис. 3. Зависимость альбедо (A), доли пропущенного рассеянного излучения (T) и прямого излучения, прошедшего через облака (S), от характерного диаметра оснований облаков ($\theta_0 = 45^\circ$, $n_0 = 0,5$, $h_0 = 0,5$ км)

В табл. 2 представлены результаты расчетов по моделям G_1 , G_2 и P при $n_0 = 0,2$, $h_0 = 1$ км, $d_0 = 1$ км.

3.2. Сравнение результатов моделирования с асимптотикой, полученной Г. А. Михайловым.

В случае модели G_1 и вертикально падающего излучения для оценки интенсивности проходящей через облачность солнечной радиации в [28, § 6.5] предложено использовать асимптотику из [5]. Непосредственно по модели G_1 (2), (12) и по асимптотике [5] были проведены расчеты (табл. 3) вероятности прохождения фотонов через облачность для модельной задачи с индикатрисой, используемой в транспортном приближении, со средним косинусом угла рассеяния 0,9 и вероятностью выживания фотона при столкновении $0,7(\sigma = 30 \text{ км}^{-1})$. Совпадение результатов при $n \geq 0,5$ хорошее.

3.3. Моделирование переноса излучения в ближней ИК-области

Поглощательная способность облаков в ближней ИК-области солнечного спектра в основном определяется содержанием водяного пара и капельной воды. Тестовые расчеты проводились на модели G_1 облачного слоя высотой 1 км (с параметрами $n_0 = 0,4$, $h_0 = 0,5$ км, $d_0 = 0,7$ км, водность облаков $\rho_w = 0,3$ г/м³, абсолютная влажность в облачной среде 7,5 г/м³, вне облаков 5 г/м³) в диапазоне $\lambda \in (1,66$ и 2,08 мкм). Индикатриса рассеяния заимствована из [11, с. 47]. Функция пропускания вычислялась по следующей формуле:

$$P(m_v, m_w) = P(m_v) \exp(-\alpha_w m_w),$$

где $\alpha_w = 61,05$ см²/г, а значения $P(m_v)$ даны в [11, с. 71]. В табл. 4 представлена зависимость альбедо и поглощения облачного слоя от угла θ_0 (коэффициент рассеяния 30 км⁻¹). Траектории фотонов моделировались методом максимального сечения, а для вычисления эффективной массы поглощающего вещества траектории разбивались на отрезки длиной до 50 м.

Таблица 3

Вероятности прохождения фотонов через облачность (модель G_1)

n_0	$M\tau$	$(D\tau)^{1/2}$	Вероятность прохождения, %	
			1	2
0,3	4,33	9,20	88	75
0,4	5,38	9,37	71	66
0,5	6,50	9,52	57	58
0,6	7,71	9,58	46	49
0,7	9,07	9,53	37	39
0,8	10,67	9,32	27	30
0,9	12,77	8,79	17	17

Примечание: n_0 – балл облачности, $M\tau$ – средняя оптическая толщина слоя, $D\tau$ – дисперсия оптической толщины, 1 – асимптотика из [24], 2 – результаты моделирования по (1.2), (1.11), (1.12).

Таблица 4

Альбедо A , % (верхняя строка) и поглощательная способность Π , % (нижняя) облачного слоя в полосе поглощения водяного пара Ω

θ_0 град	α_w , см ² /г			
	61,05*		0**	
	A , %	Π , %	A , %	Π , %
0	3	41	6	34
20	4	43	7	35
40	6	49	12	37
60	11	55	19	40
80	22	60	36	45

* С учетом поглощения водяного пара.

** Без учета.

Работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (93–012–500).

1. А в а с т е О . А . и др. // Методы Монте-Карло в вычислительной математике и математической физике. Новосибирск. 1974. С. 232–239.
2. Т и т о в Г . А . // Оптика атмосферы. 1988. Т. 1. N 4. С. 3–18.
3. Т и т о в Г . А . Статистическое описание переноса оптического излучения в облаках. Дис. на соиск. учен. степени докт. физ.-мат. наук (01.04.05). Томск: ИОА, 1989. 361 с.
4. Ж у р а в л е в а Т . Б . Статистические характеристики солнечной радиации в разорванной облачности. Дис. на соиск. учен. степени канд. физ.-мат. наук (05.13.16). Томск: ИОА, 1993. 158 с.
5. М и х а и л о в Г . А . // Изв. АН СССР. Сер. ФАО. 1982. Т. 18. N 12. С. 1289–1295.
6. М а р ч у к Г . И . и др. Метод Монте-Карло в атмосферной оптике. Новосибирск: Наука, 1976. 283 с.
7. К а р г и н Б . А . Статистическое моделирование поля солнечной радиации в атмосфере. Новосибирск: ВЦ СО АН СССР, 1984. 206 с.
8. З у е в В . Е . , К р е к о в Г . М . Оптические модели атмосферы. Л.: Гидрометеиздат, 1986. 256 с.
9. М у л л а м а а Ю . - А . Р . Закрытость небосвода кучевыми облаками // Радиация и облачность. Тарту: ИФА АН ЭССР, 1969. С. 10–20.
10. С т о х а с т и ч е с к а я структура полей облачности и радиации / Ю.-А.Р. Мулламаа, М.А. Сулев, В.К. Пылдмаа и др. Тарту: ИФА АН ЭССР, 1972. 281 с.
11. Р а д и а ц и я в облачной атмосфере / Под ред. Е.М. Фейгельсон. Л.: Гидрометеиздат, 1981. 280 с.
12. К а р г и н Б . А . , П р и г а р и н С . М . Моделирование стохастических полей кучевой облачности и исследование их радиационных свойств методом Монте-Карло. Новосибирск, 1988. 18 с. (Препринт/АН СССР. Сибирское отделение, ВЦ; N 817).
13. П р и г а р и н С . М . Моделирование случайных полей и решение некоторых стохастических задач атмосферной оптики методом Монте-Карло. Дис. на соиск. учен. степени канд. физ.-мат. наук (01.01.07). Новосибирск: Вычислительный центр СО РАН, 1990. 125 с.
14. С в е ш н и к о в А . А . Прикладные методы теории случайных функций. М.: Наука, 1968. 320 с.
15. М и х а и л о в Г . А . // Докл. АН СССР. 1978. Т. 238. N 4. С. 793–795.

16. Пригарин С.М. // Тезисы Всесоюзной научно-технической конференции <Идентификация, измерение характеристик и имитация случайных сигналов>. Новосибирск, 1991. С. 38–39.
17. Пригарин С.М. Спектральные методы векторных однородных полей. Новосибирск, 1992. 36 с. (Препринт/АН СССР. Сибирское отделение, ВЦ; N 945).
18. Пригарин С.М. // Теория и приложения статистического моделирования. Новосибирск, 1989. С. 64–72.
19. Тихонов В.И. Нелинейные преобразования случайных процессов. М.: Радио и связь, 1986. 250 с.
20. Бабич Е.А., Титов Г.А. // Оптика атмосферы и океана. 1992. Т. 5. N 7. С. 757–765.
21. Хусу А.П., Витенберг Ю.Р., Пальмов В.А. Шероховатость поверхностей. Теоретико-вероятностный подход. М.: Наука, 1975. 300 с.
22. Ермаков С.М., Михайлов Г.А. Статистическое моделирование. М.: Наука, 1982. 296 с.
23. Пригарин С.М. // Методы статистического моделирования. Новосибирск, 1986. С. 3–15.
24. Plank V. G. // J. Meteorol. 1969. V.8. N 1. P. 46–67.
25. Фейгельсон Е.М., Краснокутская Л.Д. Потoki солнечного излучения и облака. Л.: Гидрометеоздат, 1978. 157 с.
26. Облака и облачная атмосфера: Справочник / Под ред. И.П. Мазина и А.Х. Хргиана. Л.: Гидрометеоздат, 1989. 647 с.
27. Глазов Г.Н., Титов Г.А. // Известия вузов. Сер. Физика. 1975. N 9. С. 151–154.
28. Михайлов Г.А. Оптимизация весовых методов Монте-Карло. М.: Наука, 1987. 238 с.

Вычислительный центр СО РАН,
Новосибирск

Поступила в редакцию
4 января 1994 г.

B. A. Kargin, S. M. Prigarin. Simulation of Heap Clouds for Investigation of Solar Radiation Transfer Processes by Monte Carlo Method.

Algorithms of numerical modeling of stochastic structure of cumulus cloudiness fields for solving some problems of the atmosphere optics are considered. A new method of simulation of broken cloudiness on the basis of the spectral models of Gaussian homogeneous random fields is proposed.