

ОПТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ И БАЗЫ ДАННЫХ ОПТИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ
ОБ ОКРУЖАЮЩЕЙ СРЕДЕ

УДК 551.46

С.М. Пригарин, А.Л. Маршак*

**Численная имитационная модель разорванной облачности,
адаптированная к результатам наблюдений**

*Институт вычислительной математики и математической геофизики СО РАН, г. Новосибирск
НАСА, Центр космических полетов им. Годдарда, Гринбелт, Мэриленд, США

Поступила в редакцию 27.09.2004 г.

Построена трехмерная стохастическая модель геометрии разорванной облачности, настраиваемая по данным спутниковых или наземных наблюдений. Входными параметрами модели служат автокорреляционная функция индикаторного поля облачности и распределение толщины облачного слоя. Численный алгоритм конструируется на основе спектральных моделей однородных случайных полей и на методе нелинейного преобразования гауссовских функций. Предлагаемый подход к построению имитационных моделей разорванной облачности является достаточно простым, универсальным и позволяет воспроизводить основные характеристики геометрии облачного поля, оцениваемые по натурным измерениям.

Введение

Облака, покрывающие значительную часть земной сферы, являются существенным фактором, определяющим процессы переноса излучения в атмосфере. Геометрия и оптическая структура облачности чрезвычайно разнообразны и имеют ярко выраженный стохастический характер. Изучение влияния стохастической структуры разорванной облачности на характеристики радиационных полей является актуальной проблемой в связи с исследованиями в области общей циркуляции атмосферы, теории климата, метеорологии, а также при решении широкого круга прикладных задач атмосферной оптики. При этом наряду с экспериментальными исследованиями эффективным средством является математическое моделирование.

История разработок математических моделей и численных алгоритмов для имитации стохастической структуры облачности насчитывает не одно десятилетие (см., например, [1–12]). Модели облачности эволюционируют параллельно с развитием математической теории и вычислительной техники, а также вместе с совершенствованием технических возможностей получения экспериментальных данных. Если в первых моделях облака представлялись с помощью простейших геометрических фигур [1, 2, 4] (параллелепипеды, шары, параболоиды), то в последующем стали применяться общие методы численного моделирования случайных процессов и полей, позволяющие имитировать более сложные структуры.

Один из методов численного имитационного моделирования разорванной облачности был разработан в [13, 14] с использованием спектральных моделей гауссовских случайных полей и нелинейных преобразований гауссовских функций. Этот метод позволяет моделировать весьма разнообразные стохастические

конфигурации облаков. Соответствующие модели облачности получили название «гауссовских». Они использовались для исследования процессов переноса излучения в кучевых облаках методом Монте-Карло [14–17]. Одними из недостатков гауссовских моделей являются некоторая сложность и неопределенность процедуры настройки параметров.

Настоящая работа посвящена разрешению этой проблемы. Модель, предлагаемая нами, является модификацией «гауссовской» модели разорванной облачности. Поэтому сначала мы дадим краткое описание гауссовской модели, а затем представим новую модификацию модели и методику оценивания параметров, которые позволяют адаптировать модель к данным натурных измерений.

**1. Гауссовская модель поля
разорванной облачности**

Впервые гауссовская модель разорванной облачности была предложена автором [18]. Им была выдвинута гипотеза о том, что кучевую облачность можно описывать с помощью стационарного гауссовского процесса. На основе этой гипотезы была создана «теоретико-экспериментальная» модель статистической структуры кучевой облачности (см. [19, 20]). Затем в работах [13, 14] на основе этой гипотезы была построена численная модель облачной структуры для статистического моделирования переноса солнечной радиации.

Перейдем к описанию гауссовской модели. Предположим, что облачность ограничена плоскостью $z = H_0$ снизу (нижняя граница облачности, определяемая уровнем конденсации, мало меняется в пространстве), а верхняя граница облачности $z = w(x, y)$ задается выражением (модель А)

$$w(x, y) = H_0 + \max\{\sigma(v(x, y) - d), 0\}, \quad (1)$$

где $d \in (-\infty, +\infty)$, $\sigma > 0$, $v(x, y)$ – однородное гауссовское поле с нулевым средним, единичной дисперсией и нормированной корреляционной функцией $K(x, y)$, $K(0, 0) = 1$. Таким образом, предполагается, что облачная среда сосредоточена на множестве $\{(x, y, z): H_0 < z < w(x, y)\}$. Значение $w(x, y) = H_0$ означает наличие просвета в облачном поле над точкой с координатами (x, y) на горизонтальной плоскости. Абсолютный балл облачности n_0 для этой модели определяется из соотношения

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

где Φ – функция стандартного нормального распределения. Особенностью модели (1) является то, что при $d < 0$, $n_0 > 0,5$ конфигурация облаков соответствует структуре сплошной облачности с просветами. Поэтому наряду с (1) для моделирования кучевой облачности в работе [13] было предложено использовать модель В:

$$w(x, y) = H_0 + \max \{\sigma[|v(x, y)| - d], 0\}, \quad d > 0. \quad (3)$$

В этом случае

$$n_0 = 2[1 - \Phi(d)]. \quad (4)$$

Через m_0 обозначим среднее количество облаков на единицу площади. На основании результатов, представленных в работе [21], нетрудно получить

$$m_0 = d(2\pi)^{-3/2} (k_{20}k_{02} - k_{11}^2)^{1/2} \exp(-d^2/2), \quad d > 0, \quad (5)$$

для модели (1) и

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

для модели (3). Здесь предполагается, что корреляционная функция дважды дифференцируема и

$$k_{ij} = - \left. \frac{\partial^{i+j} K(x, y)}{\partial x^i \partial y^j} \right|_{x=y=0}.$$

Для изотропных полей $k_{20} = k_{02}$, $k_{11} = 0$, и формулы, соответствующие (5), (6), примут вид

$$m_0 = d(2\pi)^{-3/2} k_{20} \exp(-d^2/2), \quad d > 0, \quad (5')$$

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

Модели А и В однозначно задаются величинами d , σ и корреляционной функцией $K(x, y)$. Подбирая эти параметры соответствующим образом, модели легко настроить на требуемый балл облачности, средние вертикальные и горизонтальные размеры облаков. Это позволяет использовать представления (1) и (3) для моделирования различных структур разорванной облачности.

Параметры модели определяются следующим образом. Сперва, зная балл облачности n_0 , из соотношений (2), (4) можно вычислить «уровень срези» d . Затем на основе некоторой дополнительной информации о конфигурации облаков в горизонтальной плоскости необходимо задать корреляционную функцию $K(x, y)$ (эта проблема и новая методика для ее решения на основе использования

реальных изображений облачных полей обсуждаются ниже). Наконец, параметр σ , отвечающий за растяжение по вертикали [см. далее соотношение (7)], необходимо согласовать с данными о вертикальных размерах облаков. Более подробную информацию о настройке и численной реализации моделей, а также результаты вычислений радиационных характеристик облачности с использованием гауссовских имитационных моделей можно найти в работах [13–16].

Первая проблема, с которой мы сталкиваемся при построении гауссовской модели разорванной облачности, – это выбор корреляционной функции $K(x, y)$. Именно корреляционная функция определяет геометрию моделируемого облачного поля, конфигурацию отдельных облаков и просветов между ними (рис. 1).

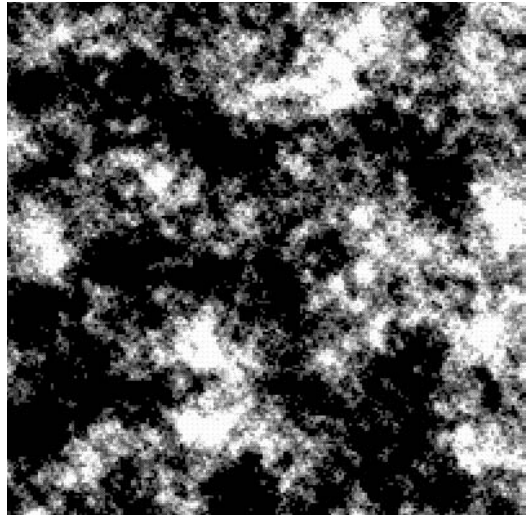
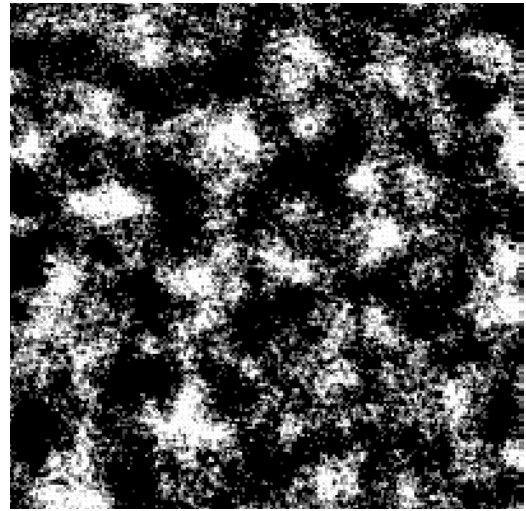


Рис. 1. Примеры реализаций «гауссовской» модели разорванной облачности для различных корреляционных функций (балл облачности в обоих случаях равен 0,5)

В самых первых вычислительных экспериментах часто использовалась корреляционная функция для изотропных полей с наиболее простой структурой

$$K(x, y) = \sigma^2 J_0[\rho(x^2 + y^2)^{1/2}],$$

где J_0 – функция Бесселя первого рода (при этом $k_{20} = \rho^2/2$). Параметр ρ здесь отвечает за горизонтальные размеры облаков (чем меньше ρ , тем больше средние горизонтальные размеры облака). Для определения его значения могут быть использованы соотношения (5'), (6'), связывающие среднее число облаков m_0 на единицу площади, и вторые производные от корреляционной функции.

Использование такой упрощенной модели для исследования качественного влияния стохастической структуры облачности на радиационные характеристики поля излучения может быть частично оправдано. Однако конфигурация облачного поля для модели с такой корреляционной функцией кажется неестественной (рис. 2).

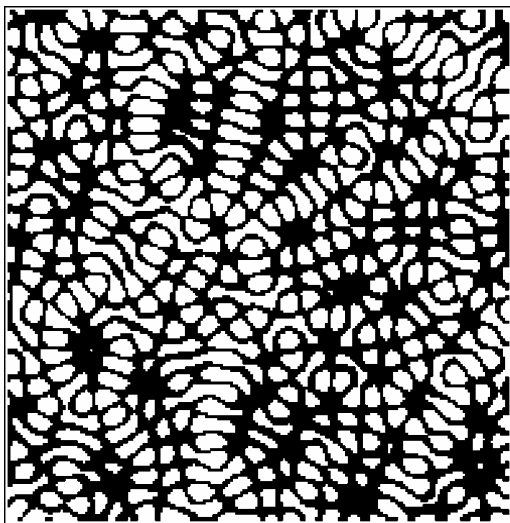


Рис. 2. Конфигурация облачного поля для гауссовской модели с корреляционной функцией J_0 (балл облачности – 0,5)

Поэтому целесообразно рассматривать корреляционные функции общего вида, представимые в изотропном случае в виде интеграла:

$$K(x,y) = \sigma^2 \int_0^\infty J_0[\rho(x^2 + y^2)^{1/2}] z(\rho) d\rho,$$

где $z(\rho)$ – радиальная спектральная плотность гауссовского поля, т.е. $z(\rho)$ – произвольная неотрицательная функция (может быть обобщенная) на вещественной полуоси, такая что $\int_0^\infty z(\rho) d\rho = 1$.

В п. 2 мы опишем метод, позволяющий выбирать корреляционную функцию $K(x,y)$ на основе спутниковых и наземных наблюдений.

Вторая проблема заключается в том, что в рамках представленной выше модели отсутствует возможность независимо управлять формой распределения геометрической толщины облачного слоя $w(x,y) - H_0$ (остается лишь возможность «масштабировать» распределение с помощью параметра σ). Это распределение «автоматически» определяется другими параметрами модели и является усеченным гауссовским с плотностью

$$f_\sigma(h) = \sigma^{-1} \varphi(\sigma^{-1}h + d)/C, \quad h > 0, \quad C = \int_d^\infty \varphi(x) dx, \quad (7)$$

где

$$\varphi(x) = 1/2\pi [\exp(-x^2/2)]$$

– плотность стандартного нормального распределения. Реальные распределения могут значительно отличаться от усеченных гауссовских. На рис. 3 представлены гистограммы, построенные на основе наблюдений на о. Науру за период 20–22 декабря 1998 г. (а) и 5 июля – 5 августа 1999 г. (б). Здесь использованы результаты байесовского анализа данных переданные нам К.Ф. Эванс и С.А. МакФарлэйн.

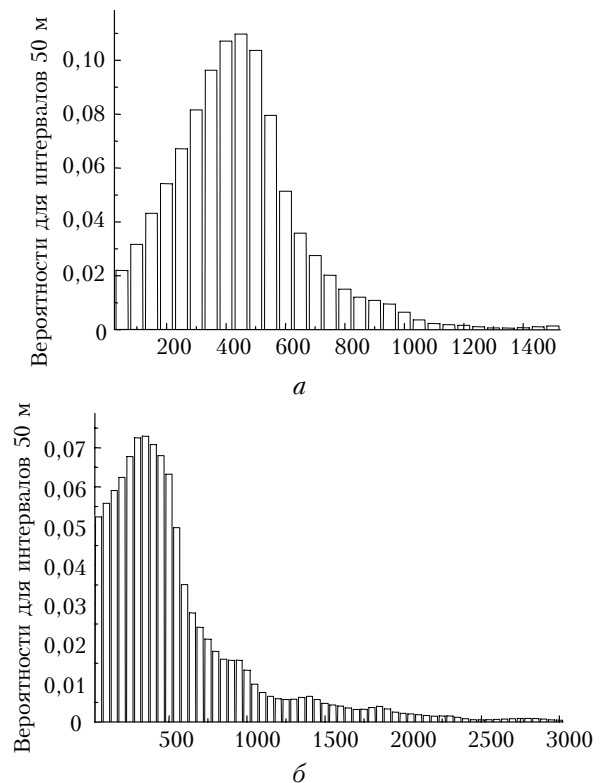


Рис. 3. Примеры гистограмм геометрической толщины облачного слоя, м

В п. 3 мы опишем модификацию гауссовской модели, которая позволяет воспроизводить произвольное распределение толщины облачного слоя (определенное, например, с помощью статистической обработки натуральных измерений).

Замечание. В данной статье мы не касаемся проблемы численного моделирования однородного гауссовского случайного поля $v(x,y)$. Это проблема достаточно подробно обсуждается в работах [22, 23], где, в частности, рассмотрены спектральные модели и схемы на основе скользкого суммирования. Как показывает наш опыт, определенными преимуществами обладают спектральные модели [22]. Именно спектральными моделями гауссовских однородных и изотропных полей мы пользовались в вычислительных экспериментах, результаты которых представлены ниже.

2. Вычисление корреляционной функции $K(x, y)$ для гауссовской модели разорванной облачности по наблюдениям

Через $I(x, y)$ будем обозначать индикаторное поле облачности, которое принимает значение 0, если в облачности над точкой с координатами (x, y) на горизонтальной плоскости имеется просвет, и значение 1 в противном случае. Предположим, что наземные или спутниковые наблюдения позволяют оценить математическое ожидание m_I (оно совпадает с баллом облачности n_0) и ковариационную функцию $K_I(x, y)$ индикаторного поля облачности $I(x, y)$, $K_I(x, y) = E I(x, y) I(0, 0)$. Тогда из соотношений (2), (4) можно определить значение параметра гауссовской модели d . Ковариационные функции индикаторного поля $I(x, y)$ и гауссовского поля $v(x, y)$ связаны равенствами (подробнее о нелинейных одноточечных преобразованиях гауссовских функций см. [15, 23]):

$$K_I(x, y) = \iint_{\xi > d, \eta > d} \varphi_{K(x, y)}(\xi, \eta) d\xi d\eta \quad (8)$$

для модели А и

$$K_I(x, y) = 2 \iint_{\xi > d, \eta > d} \varphi_{K(x, y)}(\xi, \eta) d\xi d\eta + 2 \iint_{\xi > d, \eta < d} \varphi_{K(x, y)}(\xi, \eta) d\xi d\eta \quad (9)$$

для модели В. Здесь φ_p – плотность двумерного гауссовского вектора с нулевым средним, единичными дисперсиями компонент и коэффициентом корреляции ρ между компонентами:

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

Таким образом, корреляционную функцию $K(x, y)$ для гауссовской модели можно вычислить, зная ковариационную функцию $K_I(x, y)$ индикаторного поля и обращая соотношения (8), (9). Для вычислений целесообразно воспользоваться представлением через функции Оэна (см. [24], а также [25], где метод на основе преобразования гауссовских полей применялся для моделирования бинарных случайных полей). Имеют место равенства

$$K_I(x, y) = \Phi(-d) - 2T(d, a(x, y)) \quad (10)$$

для модели А и

$$K_I(x, y) = 4[\Phi(-d) - T(d, a(x, y))] + T(d, 1/a(x, y)) \quad (11)$$

для модели В, где

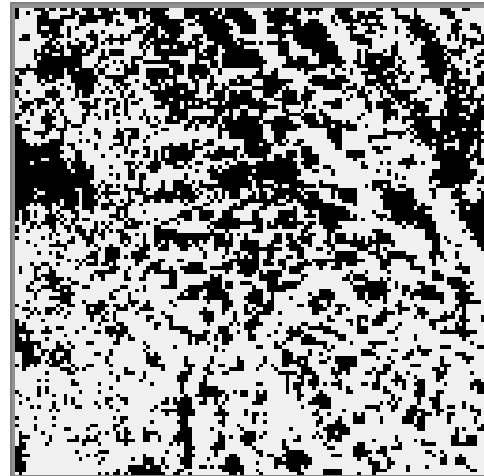
$$a(x, y) = \sqrt{\frac{1 - K(x, y)}{1 + K(x, y)}}$$

и

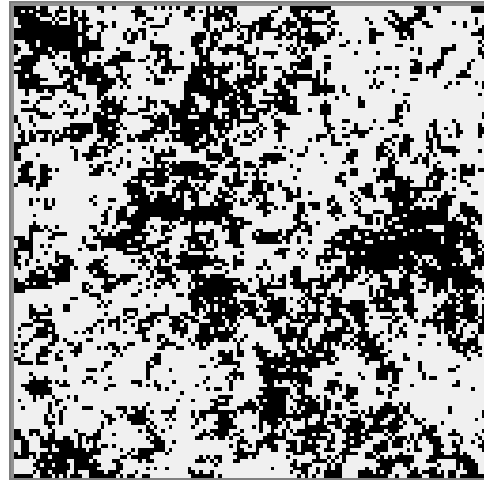
$$T(d, a) = \frac{1}{2\pi} \int_0^a \exp(-d^2(1+u^2)/2) \frac{du}{1+u^2}$$

– функция Оэна.

Описанная выше методика построения гауссовских моделей разорванной облачности была протестирована для экспериментальных данных спутниковых и наземных наблюдений. На рис. 4 представлены изображение (индикаторная функция) облачного поля с разрешением 1 км, полученное со спутника с помощью многоканального радиометра (см. [26]), и результаты имитации облачного поля на основе гауссовской модели.



а



б

Рис. 4. Изображение (индикаторная функция в горизонтальной плоскости) облачного поля 200×200 км с разрешением 1 км, полученное со спутника (а), и реализация имитационной математической модели (б). Балл облачности – 0,6

По реальному полю оценивались балл облачности и ковариационная функция индикаторного поля $K_I(x, y)$, а затем с помощью численного обращения соотношения (10) определялась корреляционная функция $K(x, y)$ для гауссовского поля $v(x, y)$ и реализация модели А строилась по формуле (1). Отметим, что при оценивании ковариационной функции индикаторного поля и построении гауссовской

модели мы использовали предположение об изотропности случайных полей.

В качестве другого примера приведем результаты моделирования на основе данных, любезно предоставленных нам авторами [27]. Переданный нам массив данных был получен как результат байесовского анализа наземных наблюдений, проведенных на о. Науру в рамках научно-исследовательской программы Atmospheric Radiation Measurement (ARM) за период с 5 июля по 5 августа 1999 г. (рис. 5).

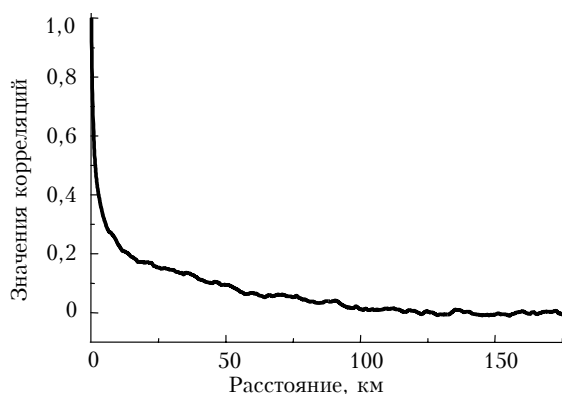
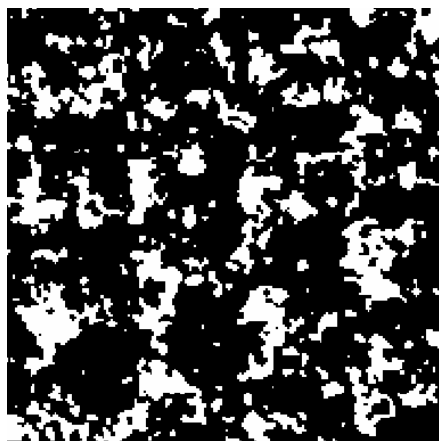
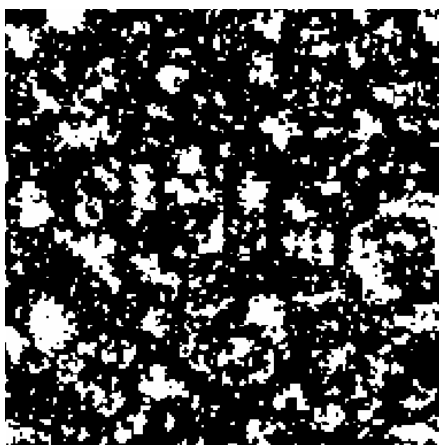


Рис. 5. Оценка нормированной корреляционной функции индикаторного поля облачности



a



б

Рис. 6. Реализации гауссовских моделей разорванной облачности (200 × 200 км), построенные по «реальным» корреляциям индикаторного поля (*a* – модель *A*, *б* – модель *B*)

На основе имеющихся временных рядов и информации о скорости ветра мы оценили балл облачности и ковариационную функцию индикаторного поля. При этом, как и для интерпретации спутниковых наблюдений, мы воспользовались предположением о статистической однородности и изотропности облачного поля. Реализации гауссовских моделей *A* и *B* приведены на рис. 6. Балл облачности (0,25) и корреляции индикаторного поля оценивались по данным наблюдений на о. Науру с 5 июля по 5 августа 1999 г.

Дополнительный анализ (сравнение распределений для длин участков, свободных от облачности, и для интервалов, занятых облаками) показал, что модель *B* лучше согласуется с результатами наблюдений, чем модель *A*. Отметим здесь, что, по сути, модель *B* отличается от модели *A* большим числом облаков на единицу площади [см. (5), (6)].

3. Модификация гауссовской модели для воспроизведения распределения геометрической толщины облачного слоя

Как уже отмечалось в п. 1, плотность распределения толщины облачного слоя для гауссовской модели определяется формулами (7), что может оказаться плохо согласованным с реальным распределением, определяемым из экспериментальных данных. Опишем модификацию гауссовской модели, позволяющую воспроизводить произвольное распределение толщины облачного слоя. Предлагаемая модификация является вариантом метода обратной функции распределения, широко применяемого в статистическом моделировании [15, 23]. Плотность вероятности для толщины облачного слоя, определенную по наблюдениям, обозначим через $g(h)$, $h > 0$, соответствующую функцию распределения – через G :

$$G(h) = \int_0^h g(x) dx, \quad h > 0.$$

Рассмотрим плотность распределения $f_1(h)$ из (7) для $\sigma = 1$ и соответствующую функцию распределения F :

$$f_1(h) = \varphi(h + d)/C, \quad h > 0,$$

$$C = \int_d^\infty \varphi(x) dx, \quad F(h) = \int_0^h f_1(x) dx.$$

Далее вместо моделей (1), (3) рассмотрим модифицированные модели:

$$\omega(x, y) = H_0 + G^{-1}F[\max\{v(x, y) - d, 0\}], \quad d \in (-\infty, +\infty), \quad (1')$$

$$\omega(x, y) = H_0 + G^{-1}F[\max\{|v(x, y)| - d, 0\}], \quad d > 0. \quad (3')$$

Для этих моделей плотность распределения толщины облачного слоя в точности совпадает с плотностью g , а все остальные соотношения (2), (4)–(6), (8), (9) для балла облачности, среднего числа облаков, ковариационной функции индикаторного поля остаются неизменными.

На рис. 7 показана плотность распределения толщины облачного слоя для гауссовской модели B , построенной на основе данных наблюдений на о. Науру за период 5 июля – 5 августа 1999 г.

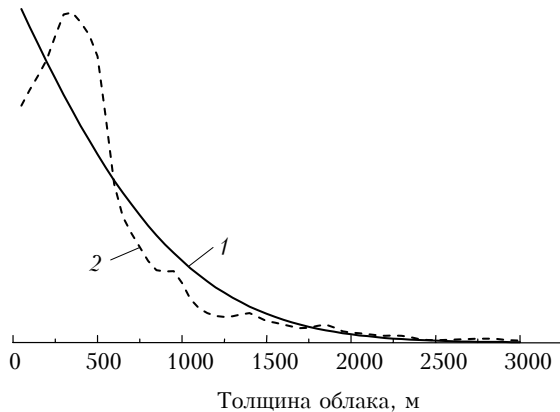


Рис. 7. Вид плотности распределения геометрической толщины облачного слоя для гауссовской модели B с баллом облачности 0,25 (кривая 1) и для соответствующей модифицированной модели, адаптированной к результатам наблюдений (2)

Наблюдаемому баллу облачности 0,25 соответствует значение $d = 1,15$. При этом распределение, воспроизводимое моделью, мало напоминает реальное распределение толщины облачного слоя, найденное по результатам измерений (кривая 2 на рис. 7 и нижняя диаграмма на рис. 3). Модифицированная модель (3') позволяет точно воспроизвести распределение толщины облачного слоя.

Заключение

В данной статье предложены две сравнительно простые методики, позволяющие адаптировать численные гауссовские модели разорванной облачности к спутниковым и наземным наблюдениям облачных полей. Эти методики позволяют воспроизводить реальные ковариации индикаторного поля облачности и распределение толщины облачного слоя.

Выделим некоторые проблемы, решение которых, по нашему мнению, необходимо при дальнейшей разработке численных имитационных параметрических моделей облачности.

1. В рассмотренных моделях нижняя граница облачности считается постоянной. Это предположение является достаточно грубым (рис. 8), и вариация нижней границы облачности может оказывать значительное влияние на характеристики радиационного поля. Таким образом, желательно, чтобы модель учитывала случайное распределение нижней границы облачности.

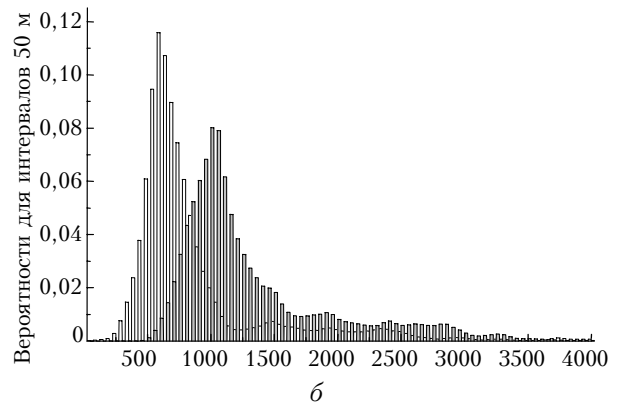
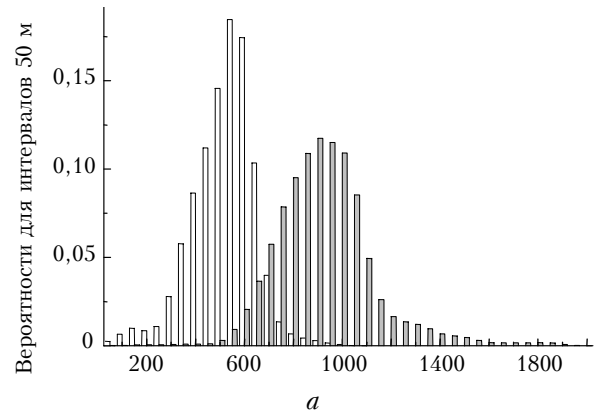


Рис. 8. Примеры гистограмм для расстояния (м) до нижней (светлая гистограмма) и верхней (заштрихованная гистограмма) границы кучевой облачности. Гистограммы построены на основе наблюдений на о. Науру за период 20–22 декабря 1998 г. (а) и 5 июля – 5 августа 1999 г. (б). Использованы результаты байесовского анализа данных, переданные нам К.Ф. Эванс и С.А. МакФарлэйн

2. В таблице приведены значения коэффициентов корреляции между различными характеристиками поля разорванной облачности. Коэффициенты корреляции были вычислены по двум массивам данных, полученных в качестве результатов обработки наземных наблюдений, проведенных на о. Науру в рамках научной программы ARM за периоды 20–22 декабря 1998 г. и 5 июля – 5 августа 1999 г.

Для вычисления коэффициентов корреляции были использованы результаты байесовского анализа данных, переданные нам К.Ф. Эванс и С.А. МакФарлэйн.

Коэффициенты корреляции между различными характеристиками поля разорванной облачности по данным наблюдений на о. Науру за период 20–22 декабря 1998 г. (1) и 5 июля – 5 августа 1999 г. (2)

| Массив данных | (1) | (2) |
|---|-------|-------|
| Расстояние до нижней границы облачности / геометрическая толщина облачного слоя | -0,42 | -0,02 |
| Геометрическая толщина облачного слоя / коэффициент ослабления в облаке | 0,39 | -0,04 |
| Расстояние до нижней границы облачности / коэффициент ослабления в облаке | 0,01 | 0,16 |

Из таблицы, в частности, видно, что геометрическая толщина облачного слоя может существенно зависеть от расстояния до нижней границы облачности, а коэффициент ослабления в облачной среде может коррелировать с геометрической толщиной (левый столбец таблицы) и с расстоянием до нижней границы облаков (правый столбец). Возможность учитывать наряду со случайной геометрией неоднородность оптических свойств облачности и настраивать имитационную модель на заданные значения коэффициентов корреляции послужила бы превосходным средством для комплексного исследования влияния стохастической структуры облачности на характеристики радиационных полей.

Исследования по разработке таких моделей являются, на наш взгляд, весьма перспективными. В связи с этим упомянем работы [28, 29], где для моделирования трехмерного поля водозапаса облака используются те же принципы, что и в «гауссовских» моделях, рассмотренных в данной статье: предварительное моделирование гауссовского поля на основе дискретного преобразования Фурье (дискретный аналог спектральных моделей) и последующее нелинейное преобразование гауссовского поля. В частности, в работе [29] такой подход используется для моделирования трехмерных полей водозапаса и эффективного радиуса водяных капель в облаке на основе двумерных радарных измерений.

Методы, предложенные в [28, 29], являются более трудоемкими, и для них требуются более сложные процедуры оценивания параметров по сравнению с гауссовскими моделями, но в то же время они позволяют конструировать индикаторное поле облачности, коррелированное с оптическими характеристиками облачной среды.

В заключение выражаем признательность К.Ф. Эвансу и С.А. МакФарлэйн за предоставленные результаты байесовского анализа наземных наблюдений облачных полей (см. [30, 31]).

Работа выполнялась при финансовой поддержке COBASE NSF, INTAS (01-0239), РФФИ (03-05-64655), СО РАН (2003-2) и президентской программы «Ведущие научные школы» (НШ-1271.2003.1).

1. *Авасте О.А., Вайнико Г.М., Глазов Г.Н., Креков Г.М., Тумов Г.А.* Статистическое моделирование коротковолновой радиации в разорванной облачности // Методы Монте-Карло в вычислительной математике и математической физике. Новосибирск: Вычислит. центр СО АН СССР, 1974. С. 232–239.
2. *Davies R.* The effect of finite geometry on the three-dimensional transfer of solar irradiance in clouds // *J. Atmos. Sci.* 1978. V. 35. P. 1712–1725.
3. *Schertzer D., Lovejoy S.* Physical modeling and analysis of rain and clouds by anisotropic scaling multiplicative processes // *J. Geophys. Res.* 1987. V. 92. P. 9693–9714.
4. *Тумов Г.А.* Математическое моделирование радиационных характеристик разорванной облачности // *Оптика атмосф.* 1988. Т. 1. № 4. С. 3–18.
5. *Evans K.F.* A general solution for stochastic radiative transfer // *Geophys. Res. Lett.* 1993. V. 20. P. 2075–2078.
6. *Cahalan R.F.* Bounded cascade clouds: albedo and effective thickness // *Nonlinear Process. Geophys.* 1994. V. 1. P. 156–167.
7. *Marshak A., Davis A., Cahalan R.F., Wiscombe W.J.* Bounded cascade models as non-stationary multifractals // *Phys. Rev. E.* 1994. V. 49. P. 55–69.
8. *Barker H.W.* Estimating cloud field albedo using one-dimensional series of optical depth // *J. Atmos. Sci.* 1996. V. 53. P. 2826–2837.
9. *Moeng C.-H., Cotton W.R., Bretherton C., Chlond A., Khairoutdinov M., Krueger S., Lewellen W.S., McVean M.K., Pasquier J.R.M., Rand H.A., Siebesma A.P., Stevens B., Sykes R.I.* Simulations of a Stratocumulus-Topped Planetary Boundary Layer: Intercomparison Among Different Numerical Codes // *Bull. Amer. Meteorol. Soc.* 1996. V. 77. P. 261–278.
10. *Chambers L., Wielicki B., Evans K.F.* Independent pixel and two-dimensional estimates of Landsat-derived cloud field albedo // *J. Atmos. Sci.* 1997. V. 54. P. 1525–1532.
11. *Журавлева Т.Б.* Статистические характеристики солнечной радиации в разорванной облачности: Дис. ... канд. физ.-мат. наук. Томск: ИОА СО РАН, 1993. 158 с.
12. *Зуев В.Е., Тумов Г.А.* Оптика атмосферы и климат. Томск: Изд-во «Спектр» ИОА СО РАН, 1996. 271 с.
13. *Каргин Б.А., Пригарин С.М.* Моделирование стохастических полей кучевой облачности и исследование их радиационных свойств методом Монте-Карло. Препр. / АН СССР. Сиб. отд-ние, ВЦ. (Новосибирск). № 817. 1988. 18 с.
14. *Каргин Б.А., Пригарин С.М.* Имитационное моделирование кучевой облачности для исследования процессов переноса солнечной радиации в атмосфере методом Монте-Карло // *Оптика атмосф. и океана.* 1994. Т. 7. № 9. С. 1275–1287.
15. *Ogorodnikov V.A., Prigarin S.M.* Numerical Modeling of Random Processes and Fields: Algorithms and Applications. Netherlands, Utrecht: VSP. 1996. 240 p.
16. *Prigarin S.M., Kargin B.A., Oppel U.G.* Random fields of broken clouds and their associated direct solar radiation, scattered transmission, and albedo // *Pure and Appl. Opt. A.* 1998. V. 7. N 6. P. 1389–1402.
17. *Prigarin S.M., Oppel U.G.* Increase of mean radiation intensity and decrease of albedo caused by water clouds: simulation results // *Pure and Appl. Opt. A.* 1998. V. 7. N 6. P. L79–L83.
18. *Мулламаа Ю.-А.* Закрытость небосвода кучевыми облаками // *Радиация и облачность.* Тарту: АН Эстонской ССР, Ин-т физики и астрономии, 1969. С. 118–129.
19. *Мулламаа Ю.-А.Р., Сулев М.А., Пылдмаа В.К., Охврилль Х.А., Нийлиск Х.Ю., Аленов М.И., Чубаков Л.Г., Кууск А.Е.* Стохастическая структура полей облачности и радиации. Тарту: АН Эстонской ССР, Ин-т физики и астрономии, 1972. 281 с.
20. *Радиация в облачной атмосфере* / Под ред. Е.М. Фейгельсон. Л.: Гидрометеониздат, 1981.
21. *Свейников А.А.* Прикладные методы теории случайных функций. М.: Наука, 1968. 280 с.
22. *Prigarin S.M.* Spectral Models of Random Fields in Monte Carlo Methods. Utrecht, the Netherlands: VSP, 2001. 198 p.
23. *Пригарин С.М.* Введение в численное моделирование случайных процессов и полей: Уч. пособие. Новосибирск: НГУ, 1999. 301 с.

24. Смирнов Н.В., Большев Л.Н. Таблицы для вычисления функций нормального распределения. М.: Изд-во Изв. АН СССР, 1962. 204 с.
25. Prigarin S.M., Martin A., Winkler G. Numerical models of binary random fields on the basis of thresholds of Gaussian functions // Сиб. ж. вычислит. мат. 2004. Т. 7. № 2. С. 165–175.
26. Platnick S., King M.D., Ackerman S.A., Menzel W.P., Baum B.A., Riedi J.C., Frey R.A. The MODIS cloud products: Algorithms and examples from Terra // IEEE Trans. Geosci. and Remote Sens. 2003. V. 41. N 2. P. 459–473.
27. McFarlane S.A., Evans K.F., Ackerman A.S. A Bayesian Algorithm for the Retrieval of Liquid Water Cloud Properties from Microwave Radiometer and Millimeter Radar Data // J. Geophys. Res. D. 2002. V. 107. N 16. 10.1029/2001JD001011.
28. Venema V., Meyer S., Garcha S.G., Simmer C., Crewell S., Löhmer U., Trautmann T., Macke A. Iterative Amplitude Adapted Fourier Transform surrogate cloud fields. Submitted to JGR, 2004.
29. Evans K.F., Wiscombe W.J. An algorithm for generating stochastic cloud fields from radar profile statistics // Atmos. Res. 2004. V. 72. P. 263–289.
30. McFarlane S.A., Evans K.F. Clouds and shortwave fluxes at Nauru. Part I: Retrieved cloud properties // J. Atmos. Sci. 2004. V. 61. P. 733–744.
31. McFarlane S.A., Evans K.F. Clouds and shortwave fluxes at Nauru. Part II: Shortwave flux closure // J. Atmos. Sci. 2004. V. 61. P. 2602–2615.

S.M. Prigarin, A.L. Marshak. Simulation model of broken clouds adapted to observations.

In the paper we present a new 3D stochastic model of broken clouds geometry that can be tuned according to satellite or ground-based observations. An autocorrelation function of the indicator cloud field and a distribution of the cloud height are used as the input parameters of the model. A numerical algorithm is constructed on the basis of spectral models of homogeneous random fields and nonlinear transformations of Gaussian functions. The proposed approach to simulate broken clouds is characterized by relative simplicity, universality, and it enables to reproduce basic properties of clouds geometry evaluated from experimental data.