Г.А. Михайлов, А.С. Середняков

ЧИСЛЕННЫЕ И АСИМПТОТИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ РАЗМЕРНОСТИ МОДЕЛИ СТОХАСТИЧЕСКОЙ СРЕДЫ НА ПЕРЕНОС ИЗЛУЧЕНИЯ

С помощью приближенных асимптотических оценок и расчетов по методу Монте-Карло изучается изменение интегральных характеристик радиационного поля при переходе от одномерной модели стохастической среды к трехмерной. Для этой цели стандартные весовые оценки метода Монте-Карло аналитически частично усредняются по распределениям коэффициентов ослабления излучения для специальных «пуассоновских» моделей случайных сред. Полученные асимптотические и численные оценки изменения вероятности прохождения практически совпали для тестовой задачи с индикатрисой Хеньи–Гринстейна, причем введение дополнительной горизонтальной стохастичности уменьшило как вероятность прохождения, так и вероятность альбедо.

1. Введение

Рассматривается процесс переноса излучения в плоском горизонтальном слое вещества, плотность которого является однородной случайной функцией координат. Источником является вертикально падающий на верхнюю поверхность слоя поток излучения «единичной мощности». В одномерном варианте плотность среды является случайной функцией только высоты и моделируется на основе вертикального пуассоновского точечного потока интенсивности λ , между точками которого значения плотности полагаются постоянными. Известно [1], что корреляционная длина для такой случайной функции равна $1/\lambda$.

Проведенные ранее исследования (см., например [1]), показывают, что для оптически толстых случайных одномерных слоев вероятность прохождения в значительной степени определяется корреляционной длиной и средней плотностью. Это связано с тем, что при существенной анизотропии рассеяния вероятность прохождения хорошо приближается асимптотикой $\exp(-\tau/L)$, а флуктуации случайной оптической толщины т в значительной степени определяются указанными интегральными характеристиками случайной плотности. Таким образом, рассматриваемая модель одномерной случайной среды для изучения прохождения излучения является довольно универсальной.

Переход к трехмерной модели среды осуществляется путем аналогичной рандомизации плотности в горизонтальных слоях вертикального разбиения. Вследствие необходимости ограничения горизонтальных пуассоновских точечных потоков при численном моделировании рассматривается задача об оценке вероятности прохождения и альбедо частицы для параллелепипедальной среды, т.е. конечного плоского горизонтального слоя достаточно большой протяженности. В одномерной модели среды строится пуассоновский поток точек по вертикальной оси в пределах параллелепипеда. Получается разбиение параллелепипеда на случайные слои, после чего в каждом слое независимо выбирается значение плотности, соответствующее заданной одномерной функции распределения. В трехмерной модели строятся пуассоновские потоки по трем координатным осям в пределах параллелепипеда; в каждом полученном случайном элементарном параллелепипеде независимо выбирается значение плотности соответственно заданной одномерной функции распределения. Выполнено аналитическое частичное усреднение весовой оценки метода Монте-Карло по распределению случайной плотности при фиксированном разбиении. Получены условия конечности дисперсии таких частично усредненных оценок. Произведены вычисления вероятности прохождения и вероятности альбедо.

Новый алгоритм позволяет вычислить малые изменения характеристик процесса переноса при переходе от детерминированной среды к стохастической с той же средней плотностью, например изменение альбедо. Такой алгоритм также позволяет вычислять изменение характеристик процесса переноса при переходе от одномерной модели случайного поля к трехмерной. Проведенные для тестовой задачи с индикатрисой Хеньи–Гринстейна расчеты дали оценки

изменения вероятности прохождения, практически совпадающие с асимптотическими. Оказалось, что введение дополнительной горизонтальной стохастичности в рассматриваемой задаче уменьшает как вероятность прохождения, так и вероятность альбедо.

2. Моделирование однородных случайных полей на основе точечных потоков

В трехмерном пространстве рассмотрим следующие модели однородных случайных полей.

1) На вертикальной оси *x* в слое $0 \le x \le H$, $(y, z) \in R^2$ строится пуассоновский поток точек $\tau_0 = 0$, $\tau_{i+1} = \tau_i + \Delta \tau_i$, где $\Delta \tau_i -$ случайная величина, распределенная с плотностью $\lambda \exp(-\lambda t)$, $\lambda = L^{-1}$. Получается разбиение слоя $\{0 \le x \le H, (y, z) \in R^2\}$ на *m* случайных слоев $\tau_i \le x \le \tau_{i+1}$, $\tau_0 = 0$, $\tau_m = H$. Далее в каждом таком слое независимо выбирается значение σ_i , где

$$\sigma_i = \begin{cases} \sigma^{(1)} & \text{с вероятностью } p, \\ \sigma^{(2)} & \text{с вероятностью } 1 - p. \end{cases}$$

Нормированная корреляционная функция для такого поля равна $exp(-\lambda x)$ [1], и, следовательно, корреляционная длина равна $1/\lambda$.

2) По каждой оси при $0 \le x \le H_1$, $0 \le y, z \le H_2$ независимо строятся потоки точек указанного выше типа, в результате чего получаются разбиения:

πο <i>x</i> : (τ_i , τ_{i+1}),	$i = 0, 1,, m_x$ -слоев;
по у: (t_j, t_{j+1}) ,	$j = 0, 1,, m_y$ -слоев;
по <i>z</i> : (l_k, l_{k+1}) ,	$k = 0, 1,, m_z$ -слоев.

Объединяя все три разбиения, получаем разбиение параллелепипеда $0 \le x \le H_1$, $0 \le y, z \le H_2$ на $m_x m_y m_z$ параллелепипедов. Далее в каждом элементарном параллелепипеде независимо выбирается значение

$$\sigma_{ijk} = \begin{cases} \sigma^{(1)} & \text{с вероятностью } p, \\ \sigma^{(2)} & \text{с вероятностью } 1 - p. \end{cases}$$

Эти модели полей будут в дальнейшем использоваться при решении задачи теории переноса. На самом деле, можно рассматривать более общие модели случайных полей, производя указанные выше случайные разбиения по координатным осям и выбирая независимо в каждом слое (или в параллелепипеде) случайное значение $\sigma_i(\sigma_{ijk})$, соответствующее заданной одномерной функции распределения $F_{\varepsilon}(x)$.

3. Асимптотические оценки вероятности прохождения с помощью уравнений теории восстановления

Отметим, что для детерминированной плоскопараллельной среды искомая вероятность *I*(*H*) прохождения может иногда вполне удовлетворительно оцениваться асимптотической формулой

$$I_{as}(\tau(H)) \asymp e^{-\tau(H)/L}, \quad \tau(H) = \int_{0}^{H} \sigma(x) \, dx, \tag{3.1}$$

где *L* – диффузионная длина. Если рассеяние сильно анизотропно, то для оценки величины *L* можно воспользоваться «транспортным» приближением для индикатрисы

$$w(v, v') = (1 - \mu_0) (1/4\pi) + \mu_0 \,\delta(v - v'), \tag{3.2}$$

которое сохраняет средний косинус угла рассеяния μ_0 . При этом приближенное значение *L* определяется соотношениями

$$\frac{2\tilde{l}}{\tilde{q}L} = \ln\frac{L+\tilde{l}}{L-\tilde{l}}; \quad \tilde{q} = \frac{q(1-\mu_0)}{1-q\mu_0}; \quad \tilde{l} = \frac{l}{1-q\mu_0}.$$

Михайлов Г.А., Середняков А.С.

Например, для рассматриваемой в разделе 5 радиационной модели со стандартной индикатрисой Хеньи–Гринстейна и параметрами $\mu_0 = q = 0,9$ методом Монте-Карло была получена оценка $I(20) \approx 0,0236$, в то время как формула (3.1) с «транспортным» значением L = 5,4 дает величину $I_{as}(20) = 0,0246$. Ясно, что приближение (3.1) в данном случае можно улучшить, введя перед экспонентой коэффициент 0,0236/0,0246 = 0,959 для больших значений $\tau(H)$.

На основе теории восстановления с использованием асимптотической формулы (3.1) в [1] была получена следующая асимптотическая формула для одномерного пуассоновского поля $\sigma(x)$ с параметром λ (т.е. для первого варианта из раздела 2):

$$EI[\tau(H)] = EI_{as}[\tau(H)] \asymp \lambda^{-2} / [E(\lambda - \alpha + \sigma/L)^2] e^{-\alpha H}, \qquad (3.3)$$

причем значение α находится из уравнения

$$\lambda E \left(\lambda - \alpha + \sigma/L\right)^{-1} = 1.$$

Усреднение здесь осуществляется по одномерному распределению поля σ , т.е. для основного в данной работе бинарного распределения имеем

$$E\left(\lambda-\alpha+\sigma/L\right)^{-1}=p\left(\lambda-\alpha+\sigma^{(1)}/L\right)+(1-p)\left(\lambda-\alpha+\sigma^{(2)}/L\right).$$

Рассмотрим теперь некоторые возможности аналогичных асимптотических оценок для указанного в разделе 2 трехмерного варианта поля $\sigma(x, y, z)$. Ясно, что крупномасштабная горизонтальная (по (y, z)) неоднородность слабо влияет на асимптотику, т.е. при λ_y^{-1} , $\lambda_z^{-1} \gg L$ формула (3.3) с $\lambda = \lambda_x$ должна давать удовлетворительный результат и в трехмерном случае.

С другой стороны, хорошо известно, что в случае мелкомасштабной горизонтальной неоднородности (при λ_y^{-1} , $\lambda_z^{-1} \ll L$) допустимо горизонтальное усреднение, т.е., за исключением строго вертикальных направлений, траектория частицы строится фактически в среде с $\sigma \equiv E\sigma$.

Используя транспортное приближение (3.2), можно перейти к рассмотрению задачи переноса с изотропным рассеянием и параметрами

$$\sigma_{tr} = \nu \sigma, \sigma_{s,tr} = q\sigma (1 - \mu_0), q_{tr} = q (1 - \mu_0)/\nu, \nu = 1 - q\mu_0$$

После вертикального падения на верхнюю поверхность слоя в точке ($x_0 = 0, y_0, z_0$) (ось *x* предполагается направленной вниз) частица может соответственно (3.2) испытать несколько «дельта-рассеяний», после чего либо вылетает через нижнюю поверхность слоя x = H, либо поглощается, либо изотропно рассеивается. Искомый функционал, т.е. вероятность вылета, складывается из двух частей:

$$I^{(0)}(H) = I^{(0)}_1(H) + I^{(0)}_2(H),$$
(3.4)

где $I_1^{(0)}$ – вероятность вылета без изотропного рассеяния и поглощения, а

$$I_{2}^{(0)}(H) = \int_{0}^{H} Ef(t; \sigma) i^{(0)}(t, H) dt,$$

где $f(t, \sigma)$ – плотность распределения первого изотропного рассеяния для данной реализации σ , а $i^{(0)}(t, H)$ – вклад в искомый функционал, т.е. вероятность вылета для изотропного единичного источника частиц в точке x = t, $y = y_0$, $z = z_0$ при $\sigma \equiv E\sigma$. Весовую функцию $E f(t, \sigma)$ здесь можно приближенно заменить на

$$f(t; E\sigma) = E\sigma_{s,tr} \exp(-t E\sigma_{s,tr})$$

т.е. на плотность распределения первого изотропного рассеяния в модифицированной среде с $\sigma \equiv v E \sigma$. В результате, на основе сказанного выше о влиянии мелкомасштабной неоднородности на перенос частицы, получаем оценку

$$I_2^{(0)} \approx I_s^{(0)} - e^{-vHE\sigma},$$

Численные и асимптотические оценки влияния размерности модели

где $I_s^{(0)}$ – вероятность прохождения частицы через слой с $\sigma \equiv E\sigma$ в транспортном приближении. Используя асимптотику для $I_s^{(0)}$, получаем

$$I_2^{(0)} \approx C e^{-vHE\sigma/L_0} - e^{-vHE\sigma},$$

где коэффициент C близок к единице и может быть определен, как указано выше. Для примера с индикатрисой Хеньи–Гринстейна (см. раздел 5) имеем v = 0,19, $q_{\rm tr} = 0,09/0,19 \approx 0,4737$, C = 0,959 и $L_0 = 1,034$, т.е.

$$I_2^{(0)} = 0,959 \text{ e}^{-0,1838H} - \text{e}^{-0,19H}.$$

Для определения величины $I_1^{(0)}(H)$ прежде всего отметим, что при использовании транспортного приближения она выражается формулой

$$I_1^{(0)}(H) = E e^{-\tau_{tr}^{(1)}(H)},$$
(3.5)

где

$$\tau_{tr}^{(1)}(H) = \int_{0}^{H} \left[\sigma_{s,tr}(T) + \sigma_{s,tr}(t)\right] = \int_{0}^{H} v\sigma(t) dt.$$

Таким образом, величина $I_1^{(0)}(H)$ может быть асимптотически оценена формулой (3.3) с заменой L на v^{-1} .

В качестве примера рассмотрим уже описанную выше задачу (см. также раздел 5) при $\lambda^{-1} = L = 5, 4, H = 20, p = 0, 5, \sigma^{(1)} = 0, 6, \sigma^{(2)} = 1, 4, E\sigma = 1.$

Формула (3.3) в транспортном приближении, т.е. при L = 1,034/0,19, приобретает вид

$$EI(\tau(H)) \asymp 0,8915 \text{ e}^{-0,1582H}$$

Проведенные методом Монте-Карло контрольные расчеты показали, что здесь целесообразно ввести дополнительный множитель, приближенно равный 1,035, и уточненная асимптотическая формула такова:

$$EI(\tau(H)) \approx 0.9227 \text{ e}^{-0.1582H},$$
(3.6)

причем для H = 20 значение $EI(\tau(20)) \approx 0.03899$.

Для величины (3.5) формула (3.3) дает следующую оценку:

$$I_1^{(0)}(H) \simeq 0,8867 \text{ e}^{-0,1628H}.$$

Окончательно для $I^{(0)}(H)$ получаем

$$I^{(0)}(H) \approx 0.959 \text{ e}^{-0.1838H} - \text{e}^{-0.19H} + 0.8867 \text{ e}^{-0.1628H}$$

и $I^{(0)}(20) \approx 0,03610$, т.е. вероятность прохождения частицы через стохастический трехмерный слой с мелкомасштабной горизонтальной неоднородностью в данном случае на 7 % меньше аналогичной вероятности для стохастического горизонтально-однородного слоя.

4. Частично усредненные оценки метода Монте-Карло

1. Далее будут использованы обозначения: $r = (x, y, z), X = (r, \rho) - точка столкновения в фазовом пространстве координат и направлений.$

Рассмотрим случайную величину [2]

$$\xi = Q_N(\sigma) = \prod_{i=1}^N \frac{k (X_{i-1}, X_i, s)}{p (X_{i-1}, X_i)} D, \quad Q_0 = 1,$$

Михайлов Г.А., Середняков А.С.

где *k*(*X*', *X*; σ) – ядро интегрального уравнения переноса частиц [2] с параметрами

$$\sigma_{s}(r) = q \,\sigma(r), \quad \sigma_{c}(r) = (1-q) \,\sigma(r), \quad 0 < q < 1, \tag{4.1}$$

причем q – вероятность выживания частицы при столкновении, т.е. рассеяния соответственно некоторой заданной индикатрисе $w_s(\mu)$; μ – косинус угла рассеяния. В качестве переходной плотности p(X', X) моделируемой марковской цепи столкновений частиц рассматривается ядро с параметрами

$$\sigma_{s,0} = q_0 \,\sigma_0 \,, \quad \sigma_{c,0} = (1-q) \,\sigma_0 \,, \quad 0 < q_0 < 1 \tag{4.2}$$

и с той же индикатрисой; величина *D* равна нулю или единице в зависимости от варианта вылета, вероятность которого оценивается. Для данной реализации $\sigma(r)$ весовой множитель $k(X_{i-1}, X_i; \sigma)/p(X_{i-1}, X_i)$ представляет собой отношение плотностей вероятностей длины свободного пробега после рассеяния в точке X_{i-1} для моделей сред с параметрами (4.1), (4.2) и с заданной индикатрисой [2]. Искомая вероятность

$$P = E_{\sigma} M_{\omega} \{ Q_{N}(\sigma) \mid \sigma \}$$

есть среднее значение оцениваемого функционала для случайной среды (ω – случайная траектория) [2].

Для первой модели случайного поля из раздела 2 имеем

$$\overline{p} = M_{\omega, \{\tau_i\}} \left\{ \prod_{j=1}^{m} \left(p \left(\frac{q \sigma^{(1)}}{q_0 \sigma_0} \right)^{n_i} \exp\left(- (\sigma^{(1)} - \sigma_0) l_i \right) + (1 - p) \left(\frac{q \sigma^{(2)}}{q_0 \sigma_0} \right)^{n_i} \exp\left(- (\sigma^{(2)} - \sigma_0) l_i \right) \right\}, \quad (4.3)$$

где *m* – число случайных слоев по *x*; σ_i – случайное значение σ в *i*-м слое; n_i – число столкновений частицы в *i*-м слое; l_i – длина пробега частицы в *i*-м слое; *N* – случайный номер последнего состояния цепи столкновений, т.е. x_N – точка поглощения или первая точка столкновения вне области, которая предполагается окруженной фиктивной средой, в которой $\sigma = \sigma_0$ и q = 0.

Для второй модели случайного поля формула (4.3) принимает вид

$$E_{\sigma} M_{\omega} \{ Q_{N}(\sigma) \mid \sigma \} = M_{\omega, \{\tau_{i}\}, \{l_{j}\}, \{l_{k}\}} \left\{ \prod_{i=1}^{m_{\chi}} \prod_{j=1}^{m_{\chi}} \prod_{k=1}^{m_{\chi}} \left(p \left(\frac{q \sigma^{(1)}}{q_{0} \sigma_{0}} \right)^{n_{ijk}} \exp\left(- \left(\sigma^{(1)} - \sigma_{0} \right) l_{ijk} \right) + \left(1 - p \right) \left(\frac{q \sigma^{(2)}}{q_{0} \sigma_{0}} \right)^{n_{ijk}} \exp\left(- \left(\sigma^{(2)} - \sigma_{0} \right) l_{ijk} \right) \right) \right\},$$

$$(4.4)$$

где n_{ijk} – число столкновений частицы в *ijk*-м параллелепипеде; l_{ijk} – длина пробега в нем; m_x – число слоев по x; m_y – число слоев по y; m_z – число слоев по z.

Как отмечалось выше, распределение случайной величины $\sigma_i(\sigma_{ijk})$ может быть не обязательно бернуллиевским. Оно может иметь любую функцию распределения $F_{\xi}(x)$. Если при этом удается вычислить аналитически математическое ожидание $E_{\sigma}\{Q_N(\sigma) \mid \omega, \{\tau_i\}\}$ при фиксированных траекториях и границах слоев, то получаются формулы, аналогичные формулам (4.3) и (4.4). Если же интеграл, представляющий собой математическое ожидание,

$$\int_{R} \left(\frac{q\sigma}{q_0 \sigma_0} \right)^{n_i} \exp\left(- \left(\sigma - \sigma_0 \right) l_i \right) dF_{\xi}(\sigma)$$

не удастся вычислить аналитически, то его можно заменить какой-либо приближенной квадратурной формулой.

2. Далее выводятся условия конечности дисперсии частично усредненной весовой оценки. Дисперсия конечна, если конечна величина

$$E_{\sigma} M_{\omega} \{ Q_N^2(\sigma) \, \big| \, \sigma \},\$$

где

$$Q_N(\sigma) = \prod \left(\frac{q\sigma}{q_0 \sigma_0}\right)^n \exp\left(-\left(\sigma - \sigma_0\right) l\right).$$

Здесь σ – случайное значение плотности в *ijk*-м параллелепипеде; *n* – число столкновений частицы в *ijk*-м параллелепипеде; *l* – длина пробега в нем. Рассмотрим выражение

$$Q_N^2(\sigma) = \prod \left(\frac{q^2 \sigma^2}{q_0^2 \sigma_0^2}\right)^n \exp\left(-2\left(\sigma - \sigma_0\right)l\right) = \prod \left(\frac{\overline{\sigma}}{q_0 \sigma_0}\right)^n \frac{\exp\left(-\left(\overline{\sigma} - \sigma_0\right)l\right)}{\exp\left(-\left(\overline{\sigma} - \sigma_0\right)l\right)} \exp\left(-2\left(\sigma - \sigma_0\right)l\right),$$

где использовано обозначение

$$\overline{\sigma} = q^2 \, \sigma^2 / (q_0 \, \sigma_0).$$

Если величина $\exp(-2(\sigma - \sigma_0)l)/\exp(-(\overline{\sigma} - \sigma_0)l)$ не превосходит 1, то среднее значение $Q_N^2(\sigma)$ не превосходит среднего значения оцениваемого функционала для сечения $\overline{\sigma}$, которое конечно.

Таким образом, относительно σ необходимо решать неравенство

$$\exp\left(-2\left(\sigma-\sigma_{0}\right)l+\left(\overline{s}-\sigma_{0}\right)l\right)\leq1,$$

которое равносильно неравенству

$$2(\sigma_0 - \sigma) + (\overline{\sigma} - \sigma_0) \le 0$$

или, если положить $q_0 = 1$, $\sigma_0 = q^2$, неравенству

$$\sigma^2 - 2\sigma + q^2 \le 0. \tag{4.5}$$

3. Рассмотрим теперь геометрическую часть алгоритма моделирования. Для каждой траектории строится разбиение заданного параллелепипеда на случайные элементарные параллелепипеды. Используется следующий алгоритм вычисления l_{iik} – длин пробега в этих параллелепипедах.

Пусть l – длина свободного пробега (выбранная согласно σ_0); (nx, ny, nz) – номер параллеление пипеда, в котором произошло очередное столкновение; (nx1, ny1, nz1) – номер параллелепипеда, в котором было предшествующее столкновение. Сначала вычисляются части длины пробега l в каждом слое: по x: lx[nx1],..., lx[nx], сумма всех равна l; по y: ly[ny1],..., ly[ny], сумма всех равна l; по z: lz[nz1],..., lz[nz], сумма всех равна l.

Далее индексам *i*, *j*, *k* присваиваются текущие значения *nx*1, *ny*1, *nz*1 соответственно. Сравниваются три значения: lx[i], ly[j], lz[k]. Если lx[i] наименьшее из них, то текущее значение l[i, j] [*k*] увеличивается на lx[i]. Изменяется и текущее значение индекса *i*: если *nx* больше *nx*1, то значение *i* увеличивается на единицу, если *nx* меньше *nx*1, то значение *i* уменьшается на единицу, если *nx* меньше *nx*1, то значение *i* уменьшается на единицу. Если наименьшим является ly[j] или lz[k], то текущее значение l[i, j] [*k*] увеличивается на *ly*[*j*] или lz[k] соответственно. Происходит также изменение текущего значения индекса *j* или *k*. Если же *nx*1 = *nx* и *ny*1 = *ny* и *nz*1 = *nz*, то l[i, j] [*k*] увеличивается на *l*. Процесс заканчивается тогда, когда *i* = *nx* и *j* = *ny* и *k* = *nz*.

5. Тестовая задача

Рассматривается задача об оценке средней вероятности прохождения и средней вероятности вылета назад (альбедо) частицы для слоя вещества: $0 \le x \le H_1$, $0 \le y, z \le H_2$, плотность которого является случайным полем, описанным в разделе 2, причем p = 0.5, $\sigma^{(1)} = 0.6$, $\sigma^{(2)} = 1.4$, q = 0.9.

Задача решается моделированием траекторий частиц по стандартной схеме [2]. Моделируется значение косинуса угла рассеяния µ соответственно индикатрисе Хеньи–Гринстейна [2]:

$$w_s(\mu) = \frac{1}{2} \frac{1 - \mu_0^2}{(1 + \mu_0^2 - 2\mu\mu_0)^{3/2}}; -1 \le \mu \le 1, \ \mu_0 = E\mu = 0,9.$$

Для такой индикатрисы при q = 0,9 имеем $L \approx 5,4$. Используется весовой алгоритм. Моделирование траекторий частиц осуществляется для детерминированной среды с постоянными $\sigma_0 = 0,81$ и $q_0 = 1$. Нетрудно заметить, что вследствие (4.5) здесь выполнены условия конечно-

Михайлов Г.А., Середняков А.С.

сти дисперсии усредненной весовой оценки метода Монте-Карло. Траектории выпускаются из точки $(0, H_2/2, H_2/2)$ вдоль оси x и отслеживаются до момента выхода из области $0 \le x \le H_1$, $0 \le y, z \le H_2$. Вне области $q_0 = 0$.

Проводились расчеты для рассмотренных выше моделей случайной среды в двух вариантах:

A)
$$\lambda_x = \lambda_y = \lambda_z = 1/L$$
, $H_1 = 20$, $H_2 = 100$;
B) $\lambda_x = \lambda_y = \lambda_z = 1/L$, $H_1 = 20$, $H_2 = 40$.

Для каждого варианта было реализовано по *N* = 100000 траекторий.

Далее используются следующие обозначения: $P^{(p)}$ и $P^{(a)}$ – средняя вероятность прохождения и средняя вероятность альбедо для сред: 3s – трехмерная стохастическая; 1s – одномерная стохастическая; 1d – одномерная детерминированная с коэффициентом ослабления $\sigma \equiv E\sigma$; σ_N – оценка среднеквадратической погрешности результата.

Рассмотрим вкратце результаты, полученные для основного варианта А. Из табл. 1, 2 видно, что для трехмерной модели случайного поля средняя вероятность прохождения приблизительно на 9 % меньше, чем для одномерной модели.

			Та	блица 1			Таблица 2
Результаты расчетов средней вероятности про-		Изменение средней вероятности прохождения при пере-					
хождения		ходе от одномерной стохастической среды к трехмерной					
_	$P_{3s}^{(p)}$	$\sigma_{_N}$	$P_{1s}^{(p)}$	σ_{N}		$P_{3s}^{(p)} - P_{1s}^{(p)}$	$\sigma_{_N}$
A	0,0348	0,0004	0,0381	0,0004	A	- 0,0033	0,0003
B	0,0338	0,0003	0,0366	0,0004	B	- 0,0027	0,0002

Из табл. 3, 4 видно небольшое уменьшение среднего альбедо при переходе от детерминированной среды к трехмерной стохастической с той же средней плотностью: приблизительно на 2,8 %.

Таблица З

Результаты расчетов среднего альбедо

	$P_{3s}^{(a)}$	σ_N	$P_{1s}^{(a)}$	σ_N	$P_{1d}^{(a)}$	σ_N
А	0,0662	0,0006	0,0676	0,0008	0,0681	0,0007
В	0,0647	0,0005	0,0653	0,0007	0,0671	0,0006

Изменение среднего альбедо при переходе от детер- минированной среды к трехмерной стохастической				
		$P_{1d}^{(a)} - P_{3s}^{(a)}$	σ_{N}	
	А	0.0019	0.0004	

0.0023

Табл. 5 показывает, что переход от одномерной стохастической среды к трехмерной уменьшает среднее альбедо приблизительно на 2,1 %.

B

Таблица 5

Таблица 4

0.0003

Изменение среднего альбедо при переходе от одномерной стохастической модели к трехмерной

	$P_{1s}^{(a)} - P_{3s}^{(a)}$	σ_{N}
А	0,0014	0,0004
В	0,0006	0,0003

Для выяснения вопроса об изменении среднего альбедо при переходе от детерминированной среды к одномерной стохастической (табл. 6) был проведен дополнительный расчет для бесконечного слоя, причем было реализовано N = 4000000 траекторий; в результате была получена оценка

$$P_{1d}^{(a)} - P_{1s}^{(a)} \approx 0,0001$$

Таблица б

Изменение среднего альбедо при переходе от детерминированной среды к одномерной стохастической



Численные и асимптотические оценки влияния размерности модели

Это изменение альбедо вполне естественно, так как для слоев большой оптической толщины т альбедо P_a , очевидно, является выпуклой функцией аргумента τ (т.е. $P'_a(\tau) > 0$, $P''_a(\tau) < 0$), среднее значение которой меньше функции от среднего значения аргумента.

Отметим также, что оценка

$$P_{3s}^{(p)} - P_{1s}^{(p)} = -0,0033$$

для варианта A с приближенной среднеквадратической погрешностью $\sigma_N = = 0,0003$ практически совпадает с аналитической оценкой

$$I^{(0)}(20) - EI(\tau(20)) = -0,00289,$$

полученной в разделе 3 для случая мелкомасштабной горизонтальной неоднородности. Это означает, что рассмотренная в разделе 3 модель удовлетворительна, даже если λ_y^{-1} , $\lambda_z^{-1} \approx L$; здесь, по-видимому, играет роль наличие неоднородности и по *y*, и по *z*.

Как уже было указано во введении, несколько неожиданным является тот факт, что переход от одномерной стохастической среды к трехмерной уменьшает не только вероятность прохождения, но и вероятность альбедо.

Сравнение результатов для вариантов А и В дает оценку влияния конечности горизонтального размера параллелепипеда на средние вероятности прохождения и альбедо от «центрированного» источника излучения, в частности, уменьшение горизонтального размера приводит к более существенному изменению среднего альбедо при переходе от детерминированной к стохастической среде.

Рассмотренные выше модели и оценки обладают довольно высокой степенью универсальности, так как ряд расчетов по методу Монте-Карло показал, что среднее значение радиации, проходящей через стохастический оптически толстый слой, в основном определяется корреляционной длиной среды, которая для пуассоновского поля равна λ^{-1} .

6. Заключение

На основе полученных результатов можно констатировать, что для радиационных расчетов в первом приближении стохастически-неоднородный слой можно заменить на однородный слой с полным коэффициентом ослабления $\sigma = \alpha L$, где L – диффузионная длина для заданных индикатрис рассеяния и коэффициента выживания q, а величина α определяется из одномерного пуассоновского приближения поля соответственно (3.3). При этом следует учитывать, что такая замена для слоя достаточно большой оптической толщины хорошо воспроизводит и значения альбедо на разных уровнях. Если существенной является горизонтальная неоднородность, то в случае большой оптической толщины в формуле (3.4) можно учитывать лишь первое слагаемое, т.е. определять значение α по прямо проходящему «дельта-рассеянному» излучению в транспортном приближении.

Предварительно усредненные таким способом константы можно уточнять, рассматривая полученные по методу Монте-Карло результаты для исходных сложных стохастических моделей сред как экспериментальные и затем оценивая константы упрощенных моделей с помощью методов решения параметрических обратных задач [1].

1. Марчук Г.И., Михайлов Г.А., Назаралиев М.А. и др. Метод Монте-Карло в атмосферной оптике. Новосибирск: Наука, 1976. 280 с. [Engl. Transl.: Springer-Verlag, 1980].

2. М и х а й л о в Г.А. Асимптотика средней интенсивности излучения для некоторых моделей стохастических сред // Изв. АН СССР. Сер. ФАО. 1982. Т. 18. С. 1289–1295.

Вычислительный центр СО РАН, Новосибирск

Поступила в редакцию 10 декабря 1996 г.

G.A. Mikhailov, A.S. Serednyakov. Numerical and Asymptotical Estimates of Influence of the Dimension of Stochastic Medium to the Radiation Transport.

Change of integral characteristics of the radiation field when one-dimensional model of stochastic medium is replaced by three-dimensional model is considered using approximate asymptotical estimates and Monte-Carlo calculations. For the testing problem with the Henyey–Greenstein indicatrix, the introducing of additional horizontal stochasticity decreased probabilities of both penetration and albedo.

Михайлов Г.А., Середняков А.С.