

Новосибирск

Институт вычислительной математики и  
математической геофизики

Осреднение стохастических радиационных  
моделей на основе вероятностного и  
численно-статистического анализа.

Михайлов Г.А., Амбос А.Ю.

- 1 Введение
- 2 Мозаичные случайные поля
- 3 Эффективное осреднение радиационной модели относительно величины  $P_t$
- 4 Корреляционная функция и асимптотические оценки поля проходящей радиации.
- 5 Моделирование процесса переноса излучения
- 6 Вычислительные эксперименты

## Цели работы:

- Исследование переноса частиц (квантов излучения) с рассеянием через стохастические среды.
- Изучение возможности эффективного (относительно величины  $P_t$ ) осреднения стохастической радиационной модели
- Оценка показаний протяжённого детектора с учётом свойств эргодичности и их дисперсии
- Построение асимптотической экспоненциальной оценки функции  $P_t(H)$ , где  $H$  - толщина слоя среды.
- Сравнение двух типов однородных и изотропных случайных полей с одинаковой корреляционной длиной.
- Изучение погрешности перевыбора

- 1 Введение
- 2 Мозаичные случайные поля**
- 3 Эффективное осреднение радиационной модели относительно величины  $P_t$
- 4 Корреляционная функция и асимптотические оценки поля проходящей радиации.
- 5 Моделирование процесса переноса излучения
- 6 Вычислительные эксперименты

# Мозаичные случайные поля

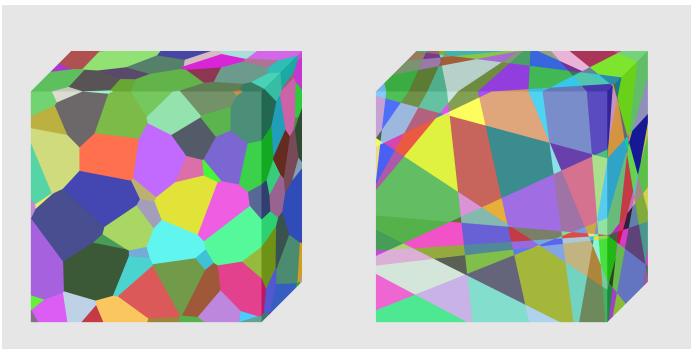


Рис. 1. Однородные изотропные мозаичные случайные поля

Мозаичные случайные поля строятся на основе некоторого разбиения пространства на ячейки со случайным выбором значения поля в каждой ячейке, согласно некоторому распределению (независимо от остальных ячеек).

# Мозаичное случайное поле Вороного

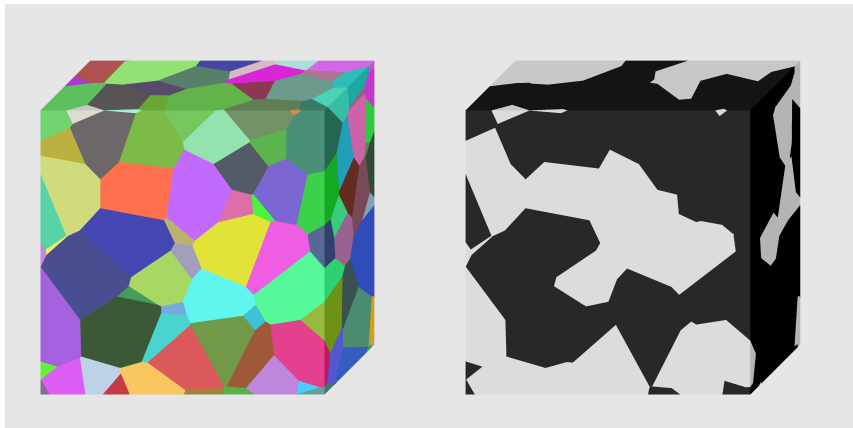


Рис. 2. Поле Вороного (диаграмма Вороного)

# Мозаичное случайное поле Вороного

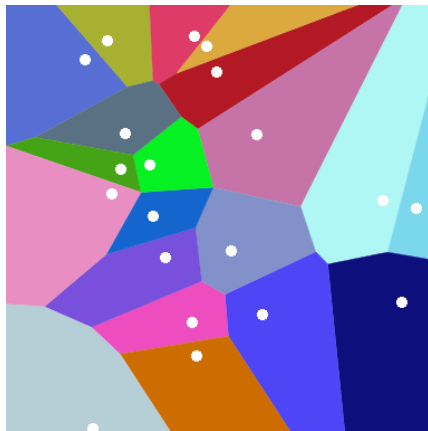


Рис. 3. Поле Вороного для двумерного случая

источник картинки: wikipedia

# Мозаичное случайное поле Вороного

Формулы моделирования поля Вороного в параллелепипеде толщины  $-H_1 \leq x \leq H_1$  и ширины  $-H_2 \leq y, z \leq H_2$ :

- 1) моделируется пуассоновское число  $k$  случайных точек согласно параметру  $\lambda_v V$ , где  $V$  - объём параллелепипеда.
- 2) равномерно по объёму моделируется  $k$  точек  $\mathbf{x} = (x_1, x_2, x_3)$  по формулам:

$$x_1 = (1 - 2\alpha_1)H_1, \quad x_2 = (1 - 2\alpha_2)H_2, \quad x_3 = (1 - 2\alpha_3)H_2,$$

Значения поля  $\sigma$  в точке  $\mathbf{r}$  определяется значением  $\arg \min_{i=1\dots k} \|\mathbf{x}^{(i)} - \mathbf{r}\|$ .



# Мозаичное случайное поле Пуассона

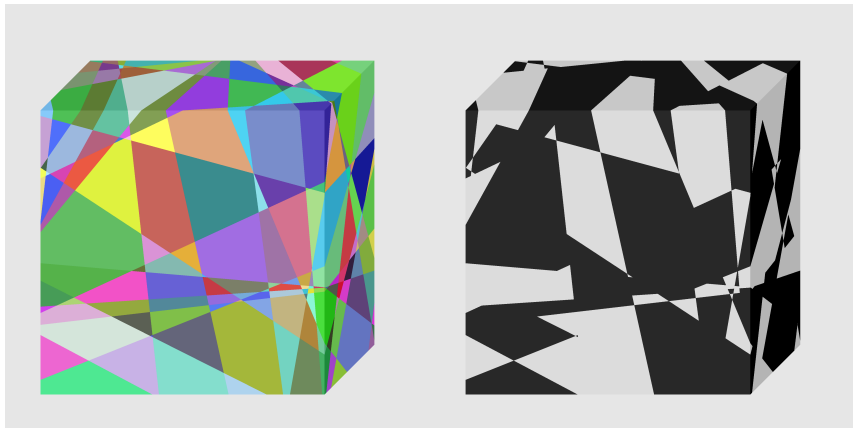


Рис. 4. Мозаичное случайное поле Пуассона

# Мозаичное случайное поле Пуассона

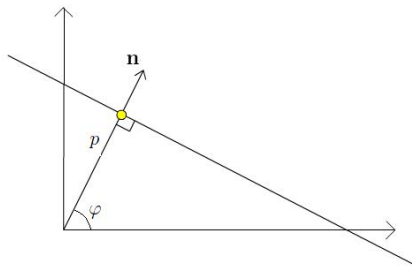


Рис. 5. Базовая плоскость (двумерный случай)

Каждая плоскость полностью определяется единичным вектором "внешней" нормали  $\mathbf{n} = (n_x, n_y, n_z)$  и расстоянием  $p$  до начала координат  $O$ , то есть точкой  $(p, \mathbf{n})$  параметрического пространства  $T = R^+ \times S^2$ , где  $S^2$  - единичная сфера в  $R^3$  с центром в начале координат.

# Мозаичное случайное поле Пуассона

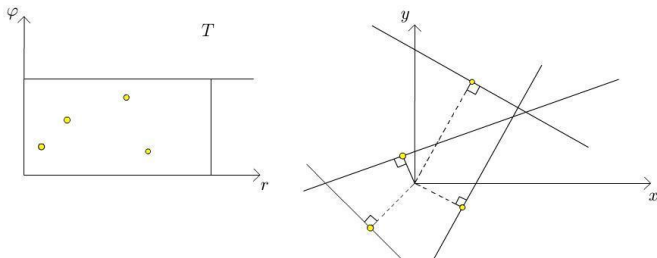


Рис. 6. Параметрическое пространство и соответствующие базовые плоскости

Рассмотрим пуассоновское точечное поле в пространстве  $T$  с параметром  $\lambda_p$ . Отождествив каждую точку этого поля с плоскостью, как указано выше, получаем требуемое поле  $\Gamma$  случайных плоскостей.

# Мозаичное случайное поле Пуассона

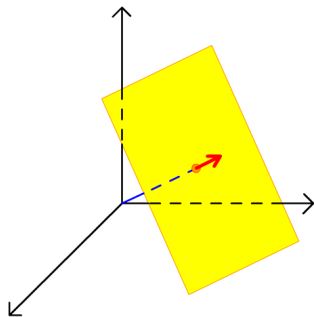


Рис. 7. Базовая плоскость для трёхмерного случая

# Мозаичное случайное поле Пуассона

Формулы моделирования поля Пуассона в шаре  $B$  радиуса  $d$ :  
1) моделируется пуассоновское число  $k$  случайных плоскостей согласно параметру  $\Lambda = 4\pi d\lambda_p$ , где  $\lambda_p$  - параметр пуассоновского потока, а  $\Lambda$  - мера шара  $B$  в параметрическом пространстве.

2) моделируется  $k$  векторов вида  $(p, n_1, n_2, n_3)$  по формулам:

$$p = \alpha_3 d, \quad n_1 = 1 - 2\alpha_1, \quad n_2 = \sqrt{1 - n_1^2} \cos(2\pi\alpha_2),$$

$$n_3 = \sqrt{1 - n_1^2} \sin(2\pi\alpha_2).$$

Значения поля  $\sigma$  в точке  $\mathbf{r}$  определяется последовательностью  $(\gamma_1, \dots, \gamma_k)$ , где  $\gamma_i$  знак выражения, полученного при подстановке  $\mathbf{r}$  в уравнение  $i$ -ой плоскости.

# Мозаичное случайное поле Пуассона

Нахождение значения поля  $\sigma$  для точки  $\mathbf{r}$  можно осуществить при помощи построения графа-дерева следующим алгоритмом:

Движение начинается из корня дерева - указателю присваивается соответствующее значение

Для каждого  $i$  из  $\{1, \dots, k\}$ :

Происходит выбор ветки в зависимости от знака  $\gamma_i$ .

Если ветка ещё не построена (т.е. указатель на неё пустой), то создаётся новый узел и выбирается значение поля  $\sigma$ .

Указателю присваивается соответствующее значение

На шаге  $k$  указатель указывает на узел хранящий нужное значение  $\sigma$

# Мозаичное случайное поле Пуассона

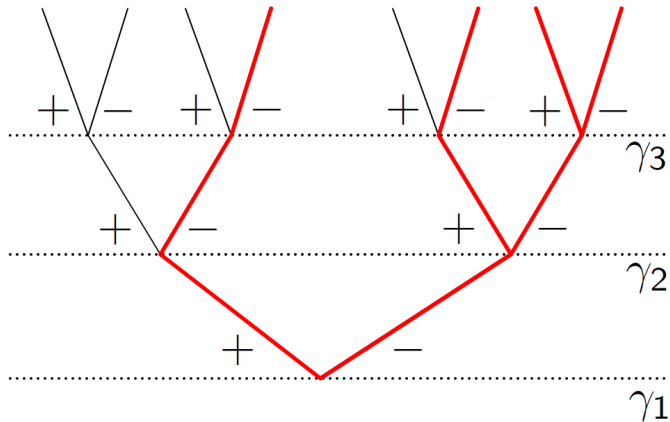


Рис. 8. Граф, определяющий значения поля  $\sigma$ .

## Теорема

*Построенное поле  $\sigma(\mathbf{x})$ ,  $\mathbf{x} \in R^3$ , является однородным и изотропным в узком смысле с (нормированной) корреляционной функцией*

$$K(r) = e^{-\pi\lambda_p r}, \quad r = |\mathbf{x} - \mathbf{x}'|.$$



Корреляционная функция для поля Вороного:

$$K(r) = \lambda_v \int_0^\pi \int_0^\infty e^{-\lambda V(R,u)r^3} 6\pi \sin(u) R^2 dR du, \quad (1)$$

где  $V(R, u)$  - объём объединения двух шаров с центрами на расстоянии 1 с радиусами  $R$  и  $\sqrt{R^2 + 1 - 2R\cos(u)}$ .

# Корреляционная длина $\rho$

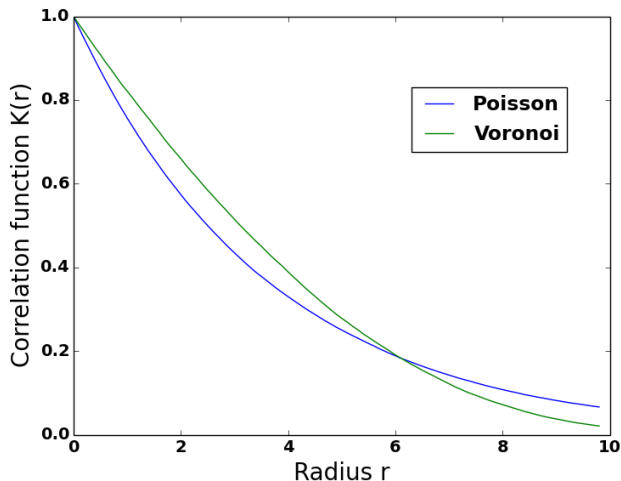


Рис. 9. Корреляционные функции полей Вороного и Пуассона.

# Корреляционная длина $\rho$

Особую роль в прикладных исследованиях играет величина  $\rho = \int_0^{\infty} K(r) dr$ , где  $K(r)$  - нормированная корреляционная функция. Эту величину иногда называют “корреляционной длиной” или “радиусом корреляции”.

Для поля Вороного:  $\rho_V \approx 0.459 \lambda_V^{-1/3}$

Для поля Пуассона:  $\rho_P = \pi \lambda_P$

# Содержание

- 1 Введение
- 2 Мозаичные случайные поля
- 3 Эффективное осреднение радиационной модели относительно величины  $P_t$**
- 4 Корреляционная функция и асимптотические оценки поля проходящей радиации.
- 5 Моделирование процесса переноса излучения
- 6 Вычислительные эксперименты

# Эффективное осреднение радиационной модели относительно величины $P_t$

Рассматривается односкоростной процесс переноса частиц через плоский слой вещества  $0 < x < H$  с коэффициентом ослабления  $\sigma(\mathbf{r})$ ,  $\mathbf{r} = (x, y, z)$ , причём  $\sigma(\mathbf{r})$  - однородное изотропное случайное поле. Выполняется равенство  $\sigma(\mathbf{r}) = \sigma_s(\mathbf{r}) + \sigma_c(\mathbf{r})$ , где  $\sigma_s(\mathbf{r})$  - коэффициент рассеяния с заданной индикатрисой рассеяния  $g(\mu)$ , причём вероятность "выживания" кванта  $\sigma_s(\mathbf{r})/\sigma(\mathbf{r}) \equiv q < 1$ . Предполагается, что средний косинус рассеяния  $\mu_0 = \int_0^1 \mu g(\mu) d\mu$  близок к единице, то есть рассеяние существенно анизотропно.

# Эффективное осреднение радиационной модели относительно величины $P_t$

В качестве тестовой рассмотрена задача с параметрами  $\mu_0 = 0.9$  и  $q = 0.9$ , которые соответствуют переносу видимого солнечного излучения через облачную атмосферу. Рассеяние определяется стандартной индикатрисой Хеньи-Гринстейна с параметром  $\mu_0$ :

$$g(\mu) = \frac{1}{2} \frac{1 - \mu_0^2}{(1 + \mu_0^2 - 2\mu_0\mu)^{3/2}}. \quad (2)$$

# Эффективное осреднение радиационной модели относительно величины $P_t$

Полагая, что поле  $\sigma$  является мозаичным с заданным одномерным распределением, перейдём далее к оценке коэффициентов рассеяния  $\tilde{\sigma}_s$  и поглощения  $\tilde{\sigma}_c$  в требуемой осреднённой радиационной модели.

# Оценка коэффициента рассеяния $\tilde{\sigma}_s$

Вначале рассмотрим простейший вариант распределения  $\sigma$ :

$$P(\sigma = 0) = p_0, P(\sigma = \sigma_s) = 1 - p_0, \quad 1/\sigma_s < d^{-1},$$

где  $d^{-1}$  - среднее расстояние между последовательными пересечениями границ ячеек пробегом частицы, а  $1/\sigma_s$  равна среднему расстоянию между последовательными рассеяниями в “непустой” ячейке при  $d^{-1} = +\infty$ . Отсюда на основе повторного осреднения по ансамблю остатков свободных пробегов после их пересечений с границами ячеек получаем:

$$\tilde{\sigma}_s = ((1 - p_0)\sigma_s^{-1} + p_0(d^{-1} + \tilde{\sigma}_s^{-1}))^{-1} = \frac{1 - p_0}{(1 - p_0)\sigma_s^{-1} + p_0d^{-1}}. \quad (3)$$

Такое осреднение целесообразно вследствие пуассоновости потока столкновений.



## Оценка коэффициента рассеяния $\tilde{\sigma}_s$

Отметим, что для пуассоновского мозаичного поля  $d^{-1} = \rho$ . Приближение  $d^{-1} = \rho$  можно использовать для поля Вороного, а также для произвольного изотропного поля  $\sigma$  на основе его кусочно-постоянной аппроксимации. Заметим, что если  $\sigma_s^{-1} > d^{-1}$ , то целесообразно полагать  $\tilde{\sigma}_s = \bar{\sigma}_s = (1 - p_0)\sigma_s$ . Далее, если в непустой ячейке имеет место нормированное распределение  $F(dx)$ ,  $\sigma_s^{(1)} \leq x \leq \sigma_s^{(2)}$ , значения  $\sigma$  при  $\sigma_s^{(1)} < d^{-1}$ , то по аналогии получаем

$$\tilde{\sigma}_s = \frac{1 - p_0}{(1 - p_0) \int_{\sigma_s^{(1)}}^{\sigma_s^{(2)}} \frac{F(dx)}{x} + p_0 d^{-1}}. \quad (4)$$

## Оценка коэффициента рассеяния $\tilde{\sigma}_s$

Если  $p_0 = 0$  и мера  $F(dx)$  такова, что  $P(\sigma_s = \sigma_s^{(1)}) = p$ ,  $P(\sigma_s = \sigma_s^{(2)}) = 1 - p$  при  $\sigma_s^{(1)}, \sigma_s^{(2)} < d$ , то формула приобретает вид

$$\tilde{\sigma}_s = \frac{1}{p/\sigma_s^{(1)} + (1-p)/\sigma_s^{(2)}}. \quad (5)$$

# Оценка коэффициента поглощения $\tilde{\sigma}_c$

Рассмотрим теперь вопрос об осреднении коэффициента поглощения, т.е. об оценке величины  $\tilde{\sigma}_c$ , которая совместно с  $\tilde{\sigma}_s$  воспроизводит достаточно точное значение  $P_t$  асимптотически, при толщине слоя среды  $H \rightarrow \infty$ .

## Оценка коэффициента поглощения $\tilde{\sigma}_c$

В случае детерминированной, т.е. эффективно осреднённой рассеивательной модели, для осреднённой вероятности пропускания выполняется соотношение:

$P_t = \int E_\sigma e^{-\tau_c(\mathbf{L})} P_s(d\mathbf{L})$ , где  $P_s(d\mathbf{L})$  - соответствующее рассеивательной модели распределение траекторий, а  $\tau_c(\mathbf{L}) = \tau_c(+\infty, \mathbf{L})$  - полная длина поглощения прошедшей траектории  $\mathbf{L}$ . Для рассмотренных выше моделей поля  $\sigma(\mathbf{r})$  имеем  $E_\sigma e^{-\tau_c(\mathbf{L})} = E_\sigma \exp(-\sum_i \sigma_{(i)}^{(c)} l_i)$ , где  $\{l_i\}$  - длины пробега на  $\mathbf{L}$  в подобластях базового мозаичного разбиения пространства,  $\{\sigma_{(i)}^{(c)}\}$  - соответствующие случайные значения  $\sigma_c$ . Вследствие условной независимости этих значений имеем:

$$E_\sigma e^{-\tau_c(\mathbf{L})} = \prod_i E \exp(-\sigma_{(i)}^{(c)} l_i) \quad (6)$$

## Оценка коэффициента поглощения $\tilde{\sigma}_c$

В предположении, что последовательность  $\{t_i\}$  расстояний от начала траектории до пересечений с границами случайного пуассоновского разбиения является пуассоновским точечным потоком с интенсивностью  $d$ , представление  $EJ(t; \mathbf{L}) = \mathbb{E}E(J(t; \mathbf{L})|t_1)$  даёт для этой функции интегральное уравнение типа “уравнения восстановления”, для которого известно асимптотическое (при  $H \rightarrow +\infty$ ) решение:  $EJ(t; \mathbf{L}) \asymp Ce^{-\alpha t}$ , где  $C = (d^2 \mathbb{E}[d - \tilde{\sigma}_c + \sigma_c(\mathbf{r}(t_1))]^{-2})^{-1} < 1$ , а значение  $\tilde{\sigma}_c$  определяется уравнением

$$F(\alpha) = \mathbb{E}[d - \tilde{\sigma}_c + \sigma_c(\mathbf{r}(t_1))]^{-1} = d^{-1}, \quad (7)$$

решение которого существует и единственно в интервале  $(0, d + \min \sigma(\mathbf{r}))$ .

## Оценка коэффициента поглощения $\tilde{\sigma}_c$

Отметим, что использование этого уравнения затруднено необходимостью предварительного определения одномерного распределения случайного поля  $\sigma(\mathbf{r})$ . Поэтому может быть целесообразным распространить полученную более универсальную оценку из приближения на основе ЦПТ:

$$EJ(t; \mathbf{L}) \asymp \exp\left\{-tE\sigma_c\left(1 - \frac{\rho D\sigma_c}{E\sigma_c}\right)\right\} * \int_A^\infty f(u)du, \quad t \rightarrow \infty, \quad (8)$$

где  $f(u)$  - плотность стандартного нормального распределения,  $A = \frac{2\rho D\sigma_c - E\sigma_c}{\sqrt{2\rho D\sigma_c}}\sqrt{t} = C_A\sqrt{t}$ . Отсюда в случае  $2\rho D\sigma_c - E\sigma_c < 0$  получается оценка  $\tilde{\sigma}_c \approx E\sigma_c - \rho D\sigma_c$ , а в случае  $2\rho D\sigma_c - E\sigma_c > 0$  оценка  $\tilde{\sigma}_c \approx \frac{(E\sigma_c)^2}{4\rho D\sigma_c}$ , с домножением оценки  $P_t$  на  $(\sqrt{2\pi\tilde{L}C_A})^{-1}$ , где  $\tilde{L}$  - эффективно осреднённая длина прошедшей траектории.

# Содержание

- 1 Введение
- 2 Мозаичные случайные поля
- 3 Эффективное осреднение радиационной модели относительно величины  $P_t$
- 4 Корреляционная функция и асимптотические оценки поля проходящей радиации.**
- 5 Моделирование процесса переноса излучения
- 6 Вычислительные эксперименты

# Корреляционная функция и асимптотические оценки поля проходящей радиации.

Решается задача оценки показания достаточно протяжённого “нормированного” детектора частиц на верхней границе слоя в случае мононаправленного источника, распределённого равномерно на нижней границе (“один квант с единицы площади”). Из нижеследующего видно, что при выполнении определённых свойств эргодичности такое показание, как функция случайного поля  $\sigma$ , близко к  $P_t$  с дисперсией, убывающей при увеличении площади детектора соответственно убыванию корреляционной функции поля интенсивности проходящей радиации. Таким образом возникает задача оценки этой корреляционной функции.



## Корреляционная функция и асимптотические оценки поля проходящей радиации.

Пусть показание детектора определяется величиной  $I_T = \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T I(y, z) dy dz$ , где  $I(y, z)$  - значение поля проходящей радиации в точке  $(H, y, z)$ . Отметим, что для "горизонтально" однородных источника и стохастической среды имеем  $E I_T = P_t$ . Выполняется асимптотическое равенство:

$$D I_T \asymp_{T \rightarrow \infty} 2\pi T^{-2} D I_0 \int_0^\infty r K_I(r) dr. \quad (9)$$

Для  $K_I(r) = e^{-\lambda r}$  отсюда

$$D I_T \asymp_{T \rightarrow \infty} 2\pi T^{-2} \lambda^{-2} D I_0. \quad (10)$$

Последнее уравнение позволяет получить оценку  $\lambda$ .

# Корреляционная функция и асимптотические оценки поля проходящей радиации.

По аналогии с детерминированным вариантом задачи можно предположить, что выполняется асимптотическое соотношение

$$P_t = P_t(H) \asymp C e^{-\beta H}, \quad H \rightarrow \infty. \quad (11)$$

Построив оценки  $\tilde{P}_t(H)$  и  $\tilde{P}_t(H + \Delta H)$  на одном ансамбле траекторий частиц, можно оценить параметры  $\beta, C$ :

$$\beta \approx \tilde{\beta} = (\Delta H)^{-1} \ln(\tilde{P}_t(H)/\tilde{P}_t(H + \Delta H)), \quad C \approx \tilde{C} = \tilde{P}_t e^{\tilde{\beta} H}. \quad (12)$$

## Корреляционная функция и асимптотические оценки поля проходящей радиации.

Дисперсии  $D\tilde{\beta}$ ,  $D\tilde{C}$  можно оценить, повторив  $M$  раз выборку ансамбля. Если прямое осреднение  $M$  полученных оценок близко к оценке по объединённому ансамблю, то естественно предполагать, что дисперсия такой, наиболее точной, оценки в  $M$  раз меньше элементарной. В какой-то степени проверить это предположение можно, оценив величину  $D\tilde{\beta}$  на основе соотношения:  $P_t(H + \Delta H)/P_t(H) \approx e^{-\beta\Delta H} \approx 1 - \beta\Delta H$ , то есть используя формулу:

$$\tilde{\beta} \approx \frac{1}{\Delta H} \frac{\tilde{P}_t(H) - \tilde{P}_t(H + \Delta H)}{\tilde{P}_t(H)}. \quad (13)$$

Учитывая положительную корреляцию числителя и знаменателя, естественно предположить, что

$$D\tilde{\beta} \leq \frac{1}{(\Delta H)^2} \frac{D[\tilde{P}_t(H) - \tilde{P}_t(H + \Delta H)]}{\tilde{P}_t^2(H)}. \quad (14)$$

# Корреляционная функция и асимптотические оценки поля проходящей радиации.

Величина  $D[\tilde{P}_t(H) - \tilde{P}_t(H + \Delta H)]$  эффективно оценивается и может быть достаточно малой, в связи с тем, что оценки  $\tilde{P}_t(H)$  и  $\tilde{P}_t(H + \Delta H)$  вычисляются на одном ансамбле траекторий.

В качестве альтернативной можно рассмотреть оценку величин  $\beta, C$  путём вычисления соответствующих значений для детерминированной модели с параметрами  $\tilde{\sigma}_c, \tilde{\sigma}_s$ .

# Содержание

- 1 Введение
- 2 Мозаичные случайные поля
- 3 Эффективное осреднение радиационной модели относительно величины  $P_t$
- 4 Корреляционная функция и асимптотические оценки поля проходящей радиации.
- 5 Моделирование процесса переноса излучения**
- 6 Вычислительные эксперименты

# Моделирование процесса переноса излучения

Моделирование проводилось для ограниченного слоя вещества:

$$0 \leq x \leq H; \quad -100 \leq y, z \leq 100,$$

с коэффициентом ослабления  $\sigma(\mathbf{r})$ ,  $\mathbf{r} = (x, y, z)$ , образующим кусочно-постоянное случайное поле на основе поля Вороного или поля Пуассона.

Параметры:  $H = 40$ ;  $q = 0.9$ ;  $\mu_0 = 0.9$ ;  $\rho = 3.6$ .

# Моделирование процесса переноса излучения

В расчётах было реализовано два варианта одномерного распределения  $\sigma$ :

$$\mathcal{F}_1 : \sigma_1 = 0.6, \quad \sigma_2 = 1.4, \quad p = P(\sigma = \sigma_1) = 0.5,$$

$$\mathcal{F}_2 : \sigma_1 = 0, \quad \sigma_2 = 1.16, \quad p = P(\sigma = \sigma_1) = 16/116 \approx 0.1379.$$

Отметим, что  $\mathcal{F}_2$  - простая модель “разорванной облачности”.

Для обоих вариантов

$$\sigma_s = 0.9\sigma, \quad \sigma_c = 0.1\sigma, \quad E\sigma_c = 0.1, \quad D\sigma_c = 0.0016.$$

# Моделирование процесса переноса излучения

В расчётах методом Монте-Карло необходимо строить траектории квантов в геометрически сложных реализациях случайной среды. Длина свободного пробега распределена с плотностью:

$$f(t; \mathbf{r}', \omega) = \sigma(\mathbf{r}' + t\omega) \exp(-\tau(t; \mathbf{r}', \omega)), \quad (15)$$

Достаточно эффективным оказывается “метод максимального сечения”, который реализуется в предположении  $\sigma(\mathbf{r}) \leq \sigma_m$ . Для модифицированной среды длина пробега реализуется по формуле  $t = -\ln \alpha / \sigma_m$ . Алгоритм реализуется следующим образом:

- 1)  $\xi := 0; \alpha := rand; P = 1 - \frac{\sigma(\mathbf{r}(\xi))}{\sigma_m}$
- 2) while ( $\alpha \leq P$ ) do {  $\xi := \xi - \frac{\ln(rand)}{\sigma_m}; P := P(1 - \frac{\sigma(\mathbf{r}(\xi))}{\sigma_m})$  }
- 3)  $\mathbf{r}(\xi) = \mathbf{r}' + \omega\xi$



# Моделирование процесса переноса излучения

Вместо моделирования поглощения можно домножать вспомогательный вес на  $q(\mathbf{r}) = \sigma_s(\mathbf{r})/\sigma(\mathbf{r})$ . Поглощение можно также учитывать экспоненциальным весовым множителем. В соответствующем алгоритме траектория  $\mathbf{L} : \mathbf{r} = \mathbf{r}_{\mathbf{L}}(t), t > 0$ , строится для  $\sigma_c \equiv 0$  (то есть при  $\sigma \equiv \sigma_s$ ) и вычисляется вспомогательный вес

$$J(t; \mathbf{L}) = e^{-\tau_c(t; \mathbf{L})}, \quad \tau_c(t; \mathbf{L}) = \int_0^t \sigma_c(\mathbf{r}_{\mathbf{L}}(s)) ds. \quad (16)$$

Для вычисления функционалов использовался “метод двойной рандомизации”. В расчётах также использовался “распределительный способ” использования псевдослучайных чисел.

# Содержание

- 1 Введение
- 2 Мозаичные случайные поля
- 3 Эффективное осреднение радиационной модели относительно величины  $P_t$
- 4 Корреляционная функция и асимптотические оценки поля проходящей радиации.
- 5 Моделирование процесса переноса излучения
- 6 Вычислительные эксперименты**

# Вычислительные эксперименты

Была оценена трудоёмкость для 10000 реализаций (1 поле и 1 траектория),  $N = 20$ .

Для  $\rho = 2$

$$t(F_{poiss}) \approx 11.2 \text{ сек}$$

$$t(F_{voron}) \approx 506.4 \text{ сек}$$

Для  $\rho = 3.6$

$$t(F_{poiss}) \approx 5.1 \text{ сек}$$

$$t(F_{voron}) \approx 80.7 \text{ сек}$$

Для  $\rho = 5$

$$t(F_{poiss}) \approx 3.5 \text{ сек}$$

$$t(F_{voron}) \approx 28.2 \text{ сек}$$

Таблица 1. Параметры осреднённых моделей

	$\bar{\sigma}_s$	$\tilde{\sigma}_s$	$\bar{\sigma}_c$	$\tilde{\sigma}_c$
$\mathcal{F}_1$	0.9	0.756	0.1	0.09435
$\mathcal{F}_2$	0.9	0.65195	0.1	0.09206

где  $\bar{\sigma}_s = p\sigma_s^{(1)} + (1-p)\sigma_s^{(2)}$ ,  $\bar{\sigma}_c = p\sigma_c^{(1)} + (1-p)\sigma_c^{(2)}$ .

Таблица 2. Оценки средней вероятности прохождения  $P_t$  с использованием осреднённых моделей и соответствующие “точные” оценки,  $N = 40$ ,  $N = 10^6$

	$P_t^{(v)}$	$P_t^{(p)}$	$P_t(\bar{\sigma}_s, \bar{\sigma}_c)$	$P_t(\tilde{\sigma}_s, \tilde{\sigma}_c)$
$\mathcal{F}_1$	0.000819	0.000811	0.000387	0.000836
$\mathcal{F}_2$	0.00133	0.00156	0.000387	0.00135

Таблица 3. Оценки средней вероятности альбедо  $P_a$  с использованием осреднённых моделей и соответствующие “точные” значения,  $N = 40$ ,  $N = 10^6$

	$P_a^{(v)}$	$P_a^{(p)}$	$P_a(\bar{\sigma}_s, \bar{\sigma}_c)$	$P_a(\tilde{\sigma}_s, \tilde{\sigma}_c)$
$\mathcal{F}_1$	0.0670	0.0672	0.0684	0.0607
$\mathcal{F}_2$	0.0657	0.0663	0.0684	0.0533

Таблица 4 Оценки  $DI$  в зависимости от  $T$  и  $H$  и соответствующая оценка  $\tilde{\lambda}$ ,  $N = 40$ ,  $N = 10^6$ ,  $N_\sigma = 100$ .

	$DI_0$	$DI_{70}$	$DI_{80}$	$\tilde{\lambda}_{70}$	$\tilde{\lambda}_{80}$
$H = 1$	0.00873	0.000167	0.000118	0.258	0.269
$H = 10$	0.00765	0.000250	0.000203	0.198	0.192
$H = 20$	0.000322	0.0000240	0.0000194	0.131	0.127

**Таблица 5** Оценки  $C$  и  $\beta$ , оценки среднеквадратических погрешностей,  $N = 40$ ,  $\Delta N = 0.1$ ,  $M = 100$ ,  $N_M = 10^5$ ,  $N = 10^7$

	$\tilde{C}$	$\tilde{\beta}$	$\tilde{C}$	$\tilde{\beta}$	$\sqrt{D\tilde{C}/M}$	$\sqrt{D\tilde{\beta}/M}$	оц. св. $\sqrt{D\tilde{\beta}/N}$
$\mathcal{F}_1$	1.52	0.188	1.48	0.188	0.0384	0.000627	0.000690
$\mathcal{F}_2$	1.29	0.166	1.20	0.166	0.0552	0.000920	0.00103

Оценки  $\tilde{C}$ ,  $\tilde{\beta}$  получены осреднением соответствующих оценок для  $M$  серий по  $N_M$  реализаций, а  $\tilde{C}$ ,  $\tilde{\beta}$  получены по всем  $N = M \cdot N_M$  реализациям поля  $\sigma$ . Величины  $C$  и  $\beta$  были вычислены также для соответствующими осреднёнными моделей. Они равны соответственно 1.53, 0.187 для  $\mathcal{F}_1$  и 1.53, 0.176 для  $\mathcal{F}_2$ .



# Вычислительные эксперименты

Таблица 6 Оценки  $P_t$  и  $P_a$ , без перевыбора,  $N = 40$ ,  $N = 10^6$




	$P_t^{(v)}$	$P_t^{(p)}$	$P_a^{(v)}$	$P_a^{(p)}$
$\mathcal{F}_1$	0.000819	0.000811	0.0670	0.0672
$\mathcal{F}_2$	0.00133	0.00156	0.0657	0.0663

Таблица 7 Оценки  $P_t$  и  $P_a$ , перевыбор, экспоненциальный вес,  $N = 40$ ,  $N = 10^6$

	$P_t^{(v)}$	$P_t^{(p)}$	$P_a^{(v)}$	$P_a^{(p)}$
$\mathcal{F}_1$	0.000642	0.000653	0.0648	0.0648
$\mathcal{F}_2$	0.000637	0.000711	0.0608	0.0613

Таблица 8 Оценки  $P_t$  и  $P_a$ , перевыбор, вес  $q(r)$ ,  $N = 40$ ,  $N = 10^6$

	$P_t^{(v)}$	$P_t^{(p)}$	$P_a^{(v)}$	$P_a^{(p)}$
$\mathcal{F}_1$	0.000820	0.000798	0.0665	0.0668
$\mathcal{F}_2$	0.000129	0.00152	0.0652	0.0657

-  Ambos A.Yu., Mikhailov G.A. Statistical simulation of an exponentially correlated many-dimensional random field // Rus. J. Num. Anal. Math. Model.-2011.-Vol. 26, № 3.-P. 263–273.
-  Ambos A.Yu., Mikhailov G.A. New algorithms of numerical–statistical modelling of radiative transfer through stochastic mediums and radiation models homogenization // Rus. J. Num. Anal. Math. Model.-2014.-Vol. 29, № 6.-P. 331-339.
-  Амбос А.Ю., Вычислительные модели мозаичных однородных изотропных случайных полей и соответствующие задачи переноса излучения. // Сиб. журн. вычисл. матем. -2015. -Т. 18, № 4.