

Woodcock-tracking 无偏性证明

Dezeming Family

2021 年 10 月 08 日

DezemingFamily 系列书和小册子因为是电子书，所以可以很方便地进行修改和重新发布。如果您获得了 DezemingFamily 的系列书，可以从我们的网站 [https://dezeming.top/] 找到最新版。对书的内容建议和出现的错误欢迎在网站留言。

目录

一 Woodcock 追踪的实际数学意义	1
二 实现方法	2
三 无偏性证明	3
参考文献	5

一 Woodcock 追踪的实际数学意义

Woodcock 追踪在论文 [1] 中证明是无偏的，但论文一的表述可能并不是非常亲民，所以在这里我打算重新表述一下。这里的描述是基于计算机图形学的，但并没有对证明过程进行修改。里面涉及到好几篇论文的方法，都在文中进行了引用。

穿透率描述了光移动某个距离 t 没有发生碰撞的概率。穿透率 (transmittance) [2] 描述为：

$$T(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = e^{-\int_0^y \mu_t(\mathbf{x}-t\omega) dt} \quad (一.1)$$

即从 \mathbf{x} 点到 \mathbf{y} 点对衰减率 μ_t 的积分。

$$P(X > t) = T(t) \quad (一.2)$$

累积概率密度函数 $F(t)$ 是上述概率的互补概率，即：

$$F(t) = 1 - T(t) \quad (一.3)$$

概率密度函数 (PDF) 就可以表示为：

$$p(t) = \frac{dF(t)}{dt} = \frac{d}{dt} (1 - e^{-\tau(t)}) = \mu_t(t) e^{-\tau(t)} \quad (一.4)$$

我们不考虑实际的意义，而是把这个 PDF 函数简化为：

$$F(x) = 1 - e^{-\int_0^x \mu(y) dy} \quad (一.5)$$

$$p(x) = \mu(x) e^{-\int_0^x \mu(y) dy} \quad (一.6)$$

这里的 x 叫做自由路径，即光前进距离 x 才会发生碰撞。当 x 大于 x_{max} (设定的最大距离)，这说明光子一直没有发生碰撞。现在我们希望产生一系列的样本 x ，这些 x 需要满足上述概率密度分布。

二 实现方法

我们先尝试“反函数法”生成符合某概率密度的方式：

$$F(x) = 1 - e^{-\int_0^x \mu(y)dy} = 1 - e^{-\tau(x)} \quad (二.1)$$

$$\ln\left(e^{-\int_0^x \mu(y)dy}\right) = \ln(1 - F(x)) \quad (二.2)$$

$$\int_0^x \mu(y)dy = -\ln(1 - F(x)) \quad (二.3)$$

$$\tau(x) = -\ln(1 - F(x)) \quad (二.4)$$

令 $F(x) = \xi \in rand(0, 1)$ ，代入，就可以得到 τ 的关于 $F(x)$ 的概率密度分布：

$$\tau(x) = -\ln(1 - \xi) \quad (二.5)$$

τ 被称为光学厚度，我们只需要让采样中某一段积累的光学厚度等于 τ ，就能得到符合 $p(x)$ 的概率密度分布 [3]。也就是说可以通过 raymarch 的方法，当前一段累加的 $\tau((t-1)\Delta) \leq \tau$ ，且后一段 $\tau(t\Delta) > \tau$ ，我们就认为 t 是近似解。当然这种方式除非 $\Delta \rightarrow 0$ ，否则偏差会很大。

现在我们考虑无偏方法，我们先介绍论文 [1] 的第一种方法。首先根据下面的概率密度分布来生成样本 η ：

$$F(Y) = \int_0^Y e^{-v} dv, \quad 0 \leq Y \quad (二.6)$$

我曾经认为论文 [1] 中上述公式写错了，应该是这样：

$$F(Y) = \int_0^Y v e^{-v} dv, \quad 0 \leq Y \quad (二.7)$$

没有这个 v ，概率密度积分都不能保证为 1 啊。但是仔细一看才发现没有错，其实就是应该这样，设 $v = \int_0^\theta \mu(x)dx$ ，则 $dv = \mu(x)dx$ ，故论文原式成立。

然后通过如下方式生成样本 θ ：

$$\eta = \phi(\theta) = \int_0^\theta \mu(x)dx \quad (二.8)$$

$$\theta = \phi^{-1}(\eta) \quad (二.9)$$

这就是反函数法得到随机样本的过程。

在图形学中，实现方法其实就是 woodcock 追踪，用来生成符合上述概率密度的自由路径长度 x ：
 $t = 0$;

do

$\eta = \text{random}(0,1)$;

$t = t - \frac{\log(1-\eta)}{\bar{\mu}}$;

if $(t \geq d)$ **then**

break;

end

$\xi = \text{random}(0,1)$;

while $\xi > \frac{\mu(o+t*\omega)}{\bar{\mu}}$;

return t ;

注意这里选择的 $\bar{\mu}$ 要大于中间遇到的所有 $\mu(o + t * \omega)$ 。

这里的无偏性主要依赖于两个方面，一是前进距离 $-\frac{\log(1-\text{rand}(0,1))}{\bar{\mu}}$ ，二是判断是否碰撞的概率 $\text{rand}(0,1) > \frac{\mu(o+t*\omega)}{\bar{\mu}}$ 。

三 无偏性证明

我们设射线从 o 出发，沿着方向 ω 采样。

符号设定

设我们有无限多个独立的随机数 ξ_i ，符合下式概率密度分布：

$$P(\xi_i \leq X) = F_\xi(X) = \int_0^X \bar{\mu} e^{-\bar{\mu}x} dx \quad (三.1)$$

设 $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_n, \dots$ 是 $[0, 1]$ 之间的均匀分布。

定义 $\sigma(x) \equiv \frac{\mu(x)}{\bar{\mu}}$ ， $\alpha(x) = 1 - \sigma(x)$ 。

令 $\zeta_i = \sum_{j=1}^i \xi_j = \zeta_{i-1} + \xi_i$ ，且 $\zeta_0 = \xi_0 = 0$ 。

当 $\rho_n \leq \sigma(\zeta_n) = \frac{\mu(\zeta_n)}{\bar{\mu}}$ ， $n = 1, 2, \dots, N$ 时，我们可以认为在一个局部区域光子撞上了粒子，否则光就算撞上了虚拟粒子 [3]。

让 λ 表示随机变量 ζ_N ，我们可以看出，取 $n = N$ 时来得到相应的 λ 值。

生成符合我们需求的概率密度分布的 λ 方式如下：

$i=0, \zeta_0=0;$

do

$i=i+1;$

 生成 ξ_i 和 ρ_i ;

$\zeta_i = \zeta_{i-1} + \xi_i;$

while ($\rho_i > \frac{\mu(\zeta_i)}{\bar{\mu}}$);

$\lambda=\zeta_i;$

Algorithm 1: 算法描述

注意这里生成 ξ_i 的计算式就是 $-\frac{\log(1-\text{rand}(0,1))}{\bar{\mu}}$ ，所以论文 [1] 中的这个算法描述和我们之前给出的是完全一样的。

现在符号都定义完了，接下来就是论文长达三页的证明了（但其实并不难），我们证明的内容是生成的 λ 符合概率密度分布 $F(X)$ 。

证明思路

我们设事件 $E_1 = \{\rho_1 \leq \sigma(\zeta_1), \zeta_1 \leq Z\}$ ， Z 是 λ 范围内任意固定值。

$E_2 = \{\rho_1 > \sigma(\zeta_1), \rho_2 \leq \sigma(\zeta_2), \zeta_2 \leq Z\}$ 。

$E_n = \{\rho_1 > \sigma(\zeta_1), \rho_2 > \sigma(\zeta_2), \dots, \rho_{n-1} > \sigma(\zeta_{n-1}), \rho_n \leq \sigma(\zeta_n), \zeta_n \leq Z\}$ 。

上面的公式可以理解为，在某个距离 Z 以内，前进 n 次距离以后才发生碰撞的概率。因此：

$$P[\lambda \leq Z] = F_\lambda(Z) = \sum_{n=1}^{\infty} P(E_n) \quad (三.2)$$

代入前面关于 ξ_i 与 ζ_i 之间的关系，可以得到：

$$P[E_1] = P\left[\rho_1 \leq \sigma(\xi_1), \xi_1 \leq Z\right] \quad (三.3)$$

$$P[E_n] = P\left[\rho_1 > \sigma(\xi_1), \dots, \rho_{n-1} > \sigma\left\{\sum_{i=1}^{n-1} \xi_i\right\}, \rho_n \leq \sigma\left\{\sum_{i=1}^n \xi_i\right\}, \xi_n \leq Z - \sum_{i=1}^{n-1} \xi_i\right] \quad (三.4)$$

我们可以用边缘概率密度来解，给定 $\xi_1 = x_1$ ：

$$f(x_1) = P[\rho_1 \leq \sigma(\xi_1) | \xi_1 = x_1] = \sigma(x_1) \quad (三.5)$$

$$P[E_1] = \int_0^Z P[\rho_1 \leq \sigma(\xi_1) | \xi_1 = x_1] dF_\xi(x_1) = \int_0^Z \sigma(x_1) \bar{\mu} e^{-\bar{\mu}x_1} dx_1 \quad (三.6)$$

我个人感觉 $P[E_1]$ 应该是这么得到的：

$$P(\xi_i \leq X) = F_\xi(X) = \int_0^X f(x)dx \quad (三.7)$$

$$P[E_1] = P[\rho_1 \leq \sigma(\xi_1), \xi_1 \leq Z] \quad (三.8)$$

$$P[E_1] = \int_0^Z P[\rho_1 \leq \sigma(\xi_1) | \xi_1 = x_1] f(x_1) dx_1 \implies \quad (三.9)$$

$$P[E_1] = \int_0^Z P[\rho_1 \leq \sigma(\xi_1) | \xi_1 = x_1] dF_\xi(x_1) \quad (三.10)$$

同理，可以得到 $P(E_2)$ ：

$$P[E_2] = \int_0^Z \int_0^{Z-x_1} P[\rho_1 > \sigma(\xi_1), \rho_2 \leq \sigma\{\sum_{i=1}^2 \xi_i\} | \xi_1 = x_1, \xi_2 = x_2] dF_{\xi_1, \xi_2}(x_1, x_2) \quad (三.11)$$

这里的 $Z - x_1$ 是因为当 $\xi_1 = x_1$ 时，要保证 $x_1 + x_2 \leq Z$ ，因此 x_2 的变化范围就是 $[0, Z - x_1]$ 。尽管从实际物理意义上来说 x_2 的变化区域应该是 $[x_1, Z]$ ，但不明白为什么论文中的积分区域是 $[0, Z - x_1]$ ，可能是因为反正是 n 个独立同分布的样本，谁在前谁在后都一样吧。

我们可以得到 $P(E_n)$ ：

$$P[E_n] = \int_0^Z \int_0^{Z-x_1} \dots \int_0^{Z-\sum_{i=1}^{n-1} x_i} P[\rho_1 > \sigma(\xi_1), \dots, \rho_{n-1} > \sigma\{\sum_{i=1}^{n-1} \xi_i\}, \rho_n \leq \sigma\{\sum_{i=1}^n \xi_i\} | \xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n] dF_{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n}(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (三.12)$$

后面的 dF 表示变量的联合概率密度分布。

由于 $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_n$ 是相互独立的，所以上式中，被积分项可以表示为：

$$\begin{aligned} & P[\rho_1 > \sigma(\xi_1), \dots, \rho_{n-1} > \sigma\{\sum_{i=1}^{n-1} \xi_i\}, \rho_n \leq \sigma\{\sum_{i=1}^n \xi_i\}, \xi_n \leq Z - \sum_{i=1}^{n-1} \xi_i | \xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n] \\ = & P[\rho_1 > \sigma(\xi_1) | \xi_1 = x_1] \times \dots \times P[\rho_{n-1} > \sigma(\sum_{i=1}^{n-1} \xi_i) | \xi_1 = x_1, \dots, \xi_{n-1} = x_{n-1}] \\ & \times P[\rho_n \leq \sigma(\sum_{i=1}^n \xi_i) | \xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n] \end{aligned} \quad (三.13)$$

由于 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ 是独立同分布的，所以：

$$dF_{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n}(x_1, x_2, \dots, x_n) = dF_{\xi_1}(x_1) \dots dF_{\xi_n}(x_n) = dF_\xi(x_1) \dots dF_\xi(x_n) \quad (三.14)$$

另外可知：

$$P[\rho_n > \sigma\{\sum_{i=1}^n \xi_i\} | \xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n] = 1 - \sigma\{\sum_{i=1}^n x_i\} \quad (三.15)$$

因此，把它们代入到 $P(E_n)$ 中，就可以得到：

$$\begin{aligned} P[E_n] = & \int_0^Z \int_0^{Z-x_1} \dots \int_0^{Z-\sum_{i=1}^{n-1} x_i} P[\rho_1 > \sigma(\xi_1) | \xi_1 = x_1] \times \dots \times P[\rho_{n-1} > \sigma(\sum_{i=1}^{n-1} \xi_i) | \xi_1 = x_1, \dots, \xi_{n-1} = x_{n-1}] \\ & \times P[\rho_n \leq \sigma(\sum_{i=1}^n \xi_i) | \xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n] dF_\xi(x_1) \dots dF_\xi(x_n) \end{aligned} \quad (三.16)$$

$$P[E_n] = \int_0^Z \int_0^{Z-x_1} \dots \int_0^{Z-\sum_{i=1}^{n-1} x_i} \left[1 - \sigma(x_1)\right] \cdot \dots \cdot \left[1 - \sigma\left(\sum_{i=1}^{n-1} x_i\right)\right] \left[\sigma\left(\sum_{i=1}^n x_i\right)\right] \bar{\mu} e^{-\bar{\mu}x_1} \dots \bar{\mu} e^{-\bar{\mu}x_n} dx_1 \dots dx_n \quad (三.17)$$

引入 $z_i = (\sum_{j=1}^i x_j)$ 和 $\alpha(\cdot) = 1 - \sigma(\cdot)$:

$$P[E_1] = \int_0^Z \sigma(z_1) \bar{\mu} e^{-\bar{\mu}z_1} dz_1 \quad (三.18)$$

$$\begin{aligned} P[E_n] &= \int_0^Z dz_n \bar{\mu}^n \sigma(z_n) e^{-\bar{\mu}z_n} \int_0^{z_n} dz_{n-1} \alpha(z_{n-1}) \int_0^{z_{n-1}} dz_{n-2} \alpha(z_{n-2}) \cdot \dots \cdot \int_0^{z_2} dz_1 \alpha(z_1) \\ &= \int_0^Z dz_1 \sigma(z_1) \bar{\mu}^n e^{-\bar{\mu}z_1} \int_0^{z_1} dz_2 \alpha(z_2) \int_0^{z_2} \cdot \dots \cdot \int_0^{z_{n-1}} dz_n \alpha(z_n) \end{aligned} \quad (三.19)$$

注意上式中, $e^{-\bar{\mu}z_n} = e^{-\bar{\mu}x_1} \cdot \dots \cdot e^{-\bar{\mu}x_n}$ 。

剩下的内容就是数学归纳法了, 因为没有什么关于实际意义的内容, 所以不再赘述。另外, 在 [4] 的补充材料里, 还有更一般的分析讨论, 大家有兴趣可以参考一下。

参考文献

- [1] W. A. Coleman . Mathematical Verification of a Certain Monte Carlo Sampling Technique and Applications of the Technique to Radiation Transport Problems[J]. Nuclear Science and Engineering. 1968.
- [2] J Novák, Georgiev I , Hanika J , et al. Monte Carlo Methods for Volumetric Light Transport Simulation[J]. Computer Graphics Forum, 2018.
- [3] L Szirmay-Kalos, B Tóth, Magdics M . Free Path Sampling in High Resolution Inhomogeneous Participating Media[J]. Computer Graphics Forum, 2011.
- [4] Novak J , Selle A , Jarosz W . Residual ratio tracking for estimating attenuation in participating media[J]. ACM Transactions on Graphics, 2014, 33(6CD):179.1-179.11.