

## 2.6 随机游走

随机游走也是一种基于运用 $[0, 1]$ 区间的均匀分布随机数序列来进行的计算。

### 醉汉行走问题

醉汉开始从一根电线杆的位置出发（其坐标为 $x=0$ ， $x$ 坐标向右为正，向左为负），假定醉汉的步长为 $l$ ，他走的每一步的取向是随机的，与前一步的方向无关。如果醉汉在每个时间间隔内向右行走的一步的几率为 $p$ ，则向左走一步的几率为 $q=1-p$ 。我们记录醉汉向右走了 $n_R$ 步，向左走了 $n_L$ 步，即总共走了 $N=n_R+n_L$ 步。那末醉汉在行走了 $N$ 步以后，离电线杆的距离为 $x=(n_R-n_L)l$ ，其中 $-Nl \leq x \leq Nl$ 。然而我们更感兴趣的是醉汉在行走 $N$ 步以后，离电线杆的距离为 $x$ 的概率 $P_N(x)$ 。

下面便是醉汉在走了 $N$ 步后的位移和方差的平均值（ $\langle x_N \rangle, \langle \Delta x_N^2 \rangle$ ）的计算公式。

$$\langle x_N \rangle = \sum_{x=-Nl}^{Nl} x P_N(x),$$
$$\langle \Delta x_N^2 \rangle = \langle x_N^2 \rangle - \langle x_N \rangle^2,$$

其中

$$\langle x_N^2 \rangle = \sum_{x=-Nl}^{Nl} x^2 P_N(x).$$

公式中的求平均是指对 $N$ 步中所有可能的行走过程的平均。

$$\langle x_N \rangle = (p-q)Nl, \quad \langle \Delta x_N^2 \rangle = 4pqNl^2.$$

注意到在向左、向右对称的情况下，即 $p=q=1/2$ ，得到 $\langle x_N \rangle = 0$ 。

### 查点法和蒙特卡洛方法

在查点法中，对给定的行走总步数 $N$ 及总位移 $x$ ，要求把游走时可能的每一步的坐标和几率都确定下来。这是可以用概率理论精确计算的。

例如，对于 $N=3, l=1$ 的醉汉一维行走问题，由概率理论可以得到 $P_3(x=-3)=q^3$ ， $P_3(x=-1)=3pq^2$ ， $P_3(x=1)=3p^2q$ ， $P_3(x=3)=p^3$ ，由此可以算出

$$\langle x_3 \rangle = \sum x P_3(x) = -3q^3 - 3pq^2 + 3p^2q + 3p^3 = 3(p-q),$$
$$\langle x_3^2 \rangle = \sum x^2 P_3(x) = 9q^3 + 3pq^2 + 3p^2q + 9p^3 = 12pq + [3(p-q)]^2.$$

则

$$\langle \Delta x_3^2 \rangle = \langle x_3^2 \rangle - \langle x_3 \rangle^2 = 12pq.$$

查点法只有在总步数 $N$ 较小时才可以使用。 $N$ 比较大时用起来

就比较困难了。

蒙特卡洛方法就可以克服在游走中的这个困难，具有更广泛的可操作性。蒙特卡洛方法可以对许多步的游走过程进行抽样，例如  $N \sim 10^2 - 10^5$ 。我们可以按照正确的概率，对确定的  $N$  产生出各种可能的行走样本。原则上只要我们增加抽样的个数，要达到较高的精度总是可能的。

### 随机游走的蒙特卡洛方法求解泊松型微分方程

$$\begin{cases} \frac{\partial^2 \phi}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 \phi}{\partial y^2} = q(x, y) \\ \phi|_{\Gamma} = F(s) \end{cases}, \quad \Gamma \text{ 为求解区域 } D \text{ 的边界, } s \text{ 为边界 } \Gamma \text{ 上的点.}$$

这里我们采用等步长  $h$  的正方形格点划分的差分法。在区域  $D$  内的任意正则内点  $0$  (其相邻的节点都在区域  $D$  内) 的函数值可以用周围四个邻近点  $1, 2, 3, 4$  上的函数值来表示。如同在第四章中将要介绍的，这个表达式有如下差分方程表示

$$\phi_0 = \frac{1}{4}(\phi_1 + \phi_2 + \phi_3 + \phi_4 - h^2 q_0) .$$

其中  $q_0$  是在区域  $D$  的正则内点  $0$  上的函数  $q(x, y)$  的值。公式右边的系数  $1/4$  可以解释为概率。即我们有

$$\phi_0 = \sum_{j=1}^4 W_{0,j} \phi_j - \frac{h^2}{4} q_0, \quad \sum_{j=1}^4 W_{0,j} = 1, \quad W_{0,j} = \frac{1}{4}, (j=1,2,3,4) .$$

游走的判据是：选定一个  $[0, 1]$  区间的均匀分布的随机数  $\xi$ ，若满足条件  $\xi \leq \frac{1}{4}$ ，我们选定下一个游走到达点为第 1 点；若满足条件  $\frac{1}{4} < \xi \leq \frac{1}{2}$ ，选游走到下一个点为 2 点；若满足条件  $\frac{1}{2} < \xi \leq \frac{3}{4}$ ，选定游走到下一个点为 3 点； $\xi$  在其他的情况下，我们则选游走到第 4 点。

如果我们按上面的判据选择了  $0$  点周围四个点中之一  $m$  点，则  $0$  点函数  $\phi_0$  的估计值为  $\eta_0 = \phi_m - \frac{h^2}{4} q_0$ ；

从  $m$  点上又按判据选择周围四个点中的  $n$  点时， $m$  点函数  $\phi_m$  的估计值为  $\eta_m = \phi_n - \frac{h^2}{4} q_m$ ，此时  $0$  点函数  $\phi_0$  的估计值也可以写为

$$\eta_0 = \phi_n - \frac{h^2}{4} (q_0 + q_m), \dots \dots \circ$$

按上面的原则和步骤，如果从  $0$  点开始进行游走并记下该

点函数值  $q_0 = q_0^{(1)}$  ; 在第  $j$  步游走到第  $j$  点时 , 记下该点  $q(x, y)$  的函数值  $q_j^{(1)}$  ; 直到该游走到第  $J^{(1)}$  步 , 到达边界  $\Gamma$  的  $s^{(1)}$  点时 , 停止该次游走 , 记下边界上这点的函数值  $F(s^{(1)})$  。 此时我们可以得到 0 点上的函数  $\phi_0$  的一个估计值

$$\eta_0^{(1)} = F(s^{(1)}) - \frac{h^2}{4} \sum_{j=0}^{J^{(1)}} q_j^{(1)} .$$

如此反复从 0 点开始进行  $N$  次上述的随机游走 , 我们得到一个函数  $\phi_0$  的估计值序列

$$\{\eta_0^{(1)}, \eta_0^{(2)}, \dots, \eta_0^{(n)}, \dots, \eta_0^{(N)}\} ,$$

其中

$$\eta_0^{(n)} = F(s^{(n)}) - \frac{h^2}{4} \sum_{j=0}^{J^{(n)}} q_j^{(n)} , \quad n=1, 2, \dots, N.$$

则 0 点的函数  $\phi_0$  的期望值为

$$\bar{\phi}_0 = E\{\eta_0\} \approx \frac{\sum_{n=1}^N \eta_0^{(n)}}{N} = \frac{\sum_{n=1}^N \left[ F(s^{(n)}) - \frac{h^2}{4} \sum_{j=0}^{J^{(n)}} q_j^{(n)} \right]}{N} .$$

这个计算出的  $\phi_0$  值的估计值序列的方差为

$$\sigma^2 = \frac{N}{N-1} [ \langle \eta_0^2 \rangle - E\{\eta_0^2\} ] .$$

这种随机游走的做法 , 实际上是个人为的概率过程。它是一个具有吸收壁的随机游走。

上面这种方法可以推广应用到更一般的二维、三维的椭圆形方程的求解。在所求解方程的边界条件特别复杂 , 而我们所求解的仅仅是系统中的若干点的函数值时 , 该方法是可供选择的有效方法。

在随机游走的蒙特卡洛方法中 , 有一种最常用方法称为 Metropolis 方法。它是前面介绍过的重要抽样法的一个特殊情况。采用此方法可以产生任意分布的随机数 , 包括无法归一化的分布密度函数。

以一维的 Metropolis 方法为例 , 它所采用的游走规则是选择一个从  $x$  点游走到  $x'$  点的 “过渡几率”  $w(x \rightarrow x')$  , 使得它在游走中所走过的点  $x_0, x_1, x_2, \dots$  的分布收敛到系统达到平衡时的分布  $f(x)$  。 要达到这样分布的重要抽样 , 就需要对过渡几率  $w(x, x')$  的选择加上适当的限制。

可以证明 : 只要游走所选的 “过渡几率” 满足如下的细致平

衡条件，

$$f(x)w(x \rightarrow x') = f(x')w(x' \rightarrow x) \quad .$$

就可以达到平衡时的分布为  $f(x)$  这样的目的。

实际上满足细致平衡条件只是一个充分条件，并不是一个必要条件。该条件并不能唯一地确定过渡几率  $w(x \rightarrow x')$ 。所以，过渡几率  $w(x \rightarrow x')$  的选择具有很大的自由度。选取不同的过渡几率就是不同的游走方法。

Metropolis 方法采用一个简单的选择过渡几率的方法，即

$$w(x \rightarrow x') = \min \left[ 1, \frac{f(x')}{f(x)} \right].$$

具体操作：

(1) 首先选取一个试探位置，假定该点位置为  $x_{try} = x_n + \eta_n$ ，其中  $\eta_n$  为在间隔  $[-\delta, \delta]$  内均匀分布的随机数。

(2) 计算  $r = \frac{f(x_{try})}{f(x_n)}$  的数值。

(3) 如果不等式  $r \geq 1$  满足（由公式(2.6.15)可以知道：此时  $w(x_n \rightarrow x_{try}) = 1$ ,  $w(x_{try} \rightarrow x_n) = 1/r$ ），那就接受这一步游走，并取  $x_{n+1} = x_{try}$ 。然后返回（1）开始对游走到  $x_{n+2}$  点的试探。

(4) 如果  $r < 1$ （此时， $w(x_n \rightarrow x_{try}) = r$ ， $w(x_{try} \rightarrow x_n) = 1$ ），那么就再另产生一个  $[0, 1]$  区间均匀分布的随机数  $\xi$ 。

(5) 如果此时  $\xi \leq r$ ，那么也还接受这步游走，并取这步游走所到达的点为  $x_{n+1} = x_{try}$ 。然后返回到步骤(1)，开始下一步到达  $x_{n+2}$  点的游走。

(6) 如果此时  $\xi > r$ ，就拒绝游走到  $x_{try}$  这一点，即仍留在  $x_n$  点的位置不变。

(7) 返回到步骤(1)，重新开始对游走到  $x_{n+1}$  点的具体位置的又一次试探。

采用这样的游走过程时，只有在产生了大量的点  $x_0, x_1, x_2, \dots$  后，才能得到收敛到满足分布  $f(x)$  的点集。

如何选择  $\delta$  的大小，以提高游走的效率？

$\delta$  选得太大，那么绝大部分试探的步子都将会被舍弃，就很难达到平衡分布；

$\delta$  取得太小，那么绝大部分试探步子都会被接受，这同

样难以达到所要求的平衡分布。

根据实际应用中的经验，选取  $\delta$  的一个粗略标准应当是：选择适当  $\delta$  大小的原则是要在游走的试探过程中，有 1/3 到 1/2 的试探步子将被接受。

按照这样的标准选择得到的  $\delta$ ，就可以大大提高游走的效率。

进行这样的随机游走，从哪一点出发才可以比较快地达到平衡分布呢？

原则上讲，从任何一个初始位置出发均可达到平衡分布，但是为了尽快地达到平衡分布，我们最好是要选择一个合适的初始位置，这个初始位置应当是在游走范围内所要求的几率分布密度  $f(x)$  最大的区域。