

## 第 12 讲 Monte Carlo 模拟

计算机科学技术的迅猛发展,给许多学科带来了巨大的影响.计算机不但使问题的求解变得更加方便、快捷和精确,而且使得解决实际问题的领域更加广泛.计算机适合于解决那些规模大、难以解析化以及不确定的数学模型.例如对于一些带随机因素的复杂系统,用分析方法建模常常需要作许多简化假设,与面临的实际问题可能相差甚远,以致解答根本无法应用,这时模拟几乎成为人们的唯一选择.在历届的美国和中国大学生的数学建模竞赛(MCM)中,学生们经常用到计算机模拟方法去求解、检验等.计算机模拟(computer simulation)是建模过程中较为重要的一类方法.

蒙特卡洛方法也称为计算机随机模拟方法,它源于世界著名的赌城—摩纳哥的 Monte Carlo (蒙特卡洛).它是基于对大量事件的统计结果来实现一些确定性问题的计算.

在计算机上模拟某过程时,需要产生具有各种概率分布的随机变量.最简单和最基本的随机变量就是 $[0,1]$ 区间上均匀分布的随机变量.这些随机变量的抽样值就称为随机数,其它各种分布的随机数都可借助于 $[0,1]$ 区间上均匀分布的随机数得到.

### 12.1 一些简单随机模拟

**例 12.1** 已知在一次随机试验中,事件 $A, B, C$ 发生的概率分别为 0.4, 0.5, 0.1, 试模拟 1000 次随机试验中,事件 $A, B, C$ 发生的次数.

在一次随机试验中,事件发生的概率分布见表 12.1.

表 12.1 事件发生的概率分布

| 事件   | $A$ | $B$ | $C$ |
|------|-----|-----|-----|
| 概率   | 0.4 | 0.5 | 0.1 |
| 累积概率 | 0.4 | 0.9 | 1   |

我们用产生 $[0,1]$ 区间上均匀分布的随机数,来模拟事件 $A, B, C$ 的发生.由表 12.1 的数据和几何概率的知识,可以认为如果产生的随机数在区间 $[0,0.4)$ 上,事件 $A$ 发生了;产生的随机数在区间 $[0.4,0.9)$ 上,事件 $B$ 发生了;产生的随机数在区间 $[0.9,1]$ 上,事件 $C$ 发生了.产生 1000 个 $[0,1]$ 区间上均匀分布的随机数,统计随机数落在相应区间上的次数,就是在这 1000 次模拟中事件 $A, B, C$ 发生的次数.

模拟的 MATLAB 程序如下:

```
clc, clear, n=1000;
a=rand(1,n); %产生 n 个[0,1]区间上的随机数
n1=sum(a<0.4), n2=sum(a>=0.4 & a<0.9), n3=sum(a>=0.9)
f=[n1,n2,n3]/n %计算各事件发生的频率
```

**例 12.2** 设计随机实验求 $\pi$ 的近似值.

在单位正方形中取 1000000 个随机点 $(x_i, y_i)$ ,  $i=1,2,\dots,1000000$ ,统计点落在 $x^2+y^2 \leq 1$ 内的频数 $n$ .则由几何概率知,任取单位正方形内一点,落在单位圆内部(第一象限部分)的概率为 $p = \frac{\pi}{4}$ ,由于实验次数充分多,频率近似于概率,有 $\frac{n}{1000000} \approx \frac{\pi}{4}$ ,所以 $\pi \approx \frac{4n}{1000000}$ .

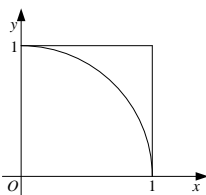


图 12.1 求 $\pi$ 的近似值的实验示意图

```
clc, clear, N=10^6;
x=rand(1,N); y=rand(1,N); %生成随机点的 x,y 坐标
```

```
n=sum(x.^2+y.^2<=1); %统计落在单位圆内部的点数
s=4*n/N %计算 pi 的近似值
```

### 例 12.3 蒲丰投针问题

蒲丰 (Buffon) 是法国著名学者, 于 1977 年提出了用随机投针试验求圆周率  $\pi$  的方法。在平面上画有等距离为  $a$  的一些平行直线, 向平面上随机投掷一长为  $l$  ( $l < a$ ) 的针。设投针次数为  $n$ , 针与平行线相交次数为  $m$ 。试求针与一平行线相交的概率  $p$ , 并利用计算机模拟求  $\pi$  的近似值。

(1) 问题分析与数学模型:

令  $M$  表示针的中点, 针投在平面上时,  $x$  表示点  $M$  与最近一条平行线的距离,  $\phi$  表示针与平行线的交角, 如图 12.2 所示。显然  $0 \leq x \leq a/2$ ,  $0 \leq \phi \leq \pi$ 。

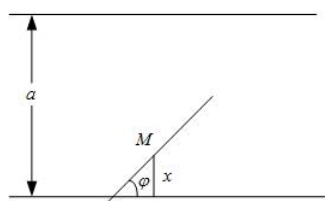


图 12.2 投针问题

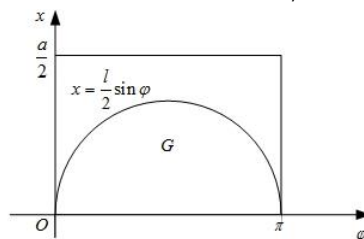


图 12.3 样本空间及事件的几何表示

随机投针的概率含义是: 针的中点  $M$  与平行线的距离  $x$  均匀地分布于区间  $[0, a/2]$  内, 针与平行线交角  $\phi$  均匀分布于区间  $[0, \pi]$  内,  $x$  与  $\phi$  是相互独立的。而针与平行线相交的充分必要条件是  $x \leq \frac{l}{2} \sin \phi$ 。

将针投掷到平面上理解为向样本空间  $\Omega = \{(x, \phi) | 0 \leq x \leq \frac{a}{2}, 0 \leq \phi \leq \pi\}$  内均匀分布地投掷点, 求针与一平行线相交的概率  $p$ , 即求点  $(x, \phi)$  落在

$$G = \{(x, \phi) | 0 \leq x \leq \frac{l}{2} \sin \phi, 0 \leq \phi \leq \pi\}$$

中的概率, 显然, 这一概率为

$$p = \frac{\int_0^\pi \frac{l}{2} \sin \phi d\phi}{\frac{a}{2} \pi} = \frac{2l}{a\pi}.$$

这表明, 可以利用投针试验计算  $\pi$  值。当投针次数  $n$  充分大且针与平行线相交  $m$  次, 可用频率  $m/n$  作为概率  $p$  的估计值, 因此可求得  $\pi$  的估计值为

$$\pi \approx \frac{2nl}{am}.$$

历史上曾经有一些学者做了随机投针试验, 并得到了  $\pi$  的估计值。表 12.2 列出了两个最详细的试验情况。

表 12.2 历史上蒲丰投针试验

| 试验者              | $a$ | $l$ | 投针次数 $n$ | 相交次数 $m$ | $\pi$ 的近似值 |
|------------------|-----|-----|----------|----------|------------|
| Wolf (1853)      | 45  | 36  | 5000     | 2532     | 3.1596     |
| Lazzarini (1911) | 3   | 2.5 | 3408     | 1808     | 3.1415929  |

(2) 蒲丰随机投针试验的计算机模拟

真正使用随机投针试验方法来计算  $\pi$  值, 需要作大量的试验才能完成。可以把蒲丰随机投针试验交给计算机来模拟实现, 具体做法如下:

i) 产生互相独立的随机变量  $\Phi$  和  $X$  的抽样序列  $\{(\phi_i, x_i) | i = 1, \dots, n\}$ , 其中  $\Phi \sim U(0, \pi)$ ,  $X \sim U(0, a/2)$ 。

ii) 检验条件  $x_i \leq \frac{l}{2} \sin \phi_i$  ( $i=1, \dots, n$ ) 是否成立, 若上述条件成立, 则表示第  $i$  次实验成功, 即针与平行线相交 ( $(\phi_i, x_i) \in G$ ), 如果在  $n$  次实验中成功次数为  $m$ , 则  $\pi$  的估计值为  $\frac{2nl}{am}$ 。

下面是蒲丰投针的 MATLAB 程序, 其中的  $a$ 、 $l$ 、 $n$  的取值与 Wolf 实验相同。

```
clc, clear
a=45; L=36; n=5000;
x=unifrnd(0,a/2,1,n); %产生 n 个[0,a/2]区间上均匀分布的随机数
phi=unifrnd(0,pi,1,n); %产生 n 个[0,pi]区间上均匀分布的随机数
m=sum(x<=L*sin(phi)/2); %统计满足 x<=L*sin(phi)/2 的次数
pis=2*n*L/(a*m) %计算 pi 的近似值
```

其中的一次运行结果, 求得  $\pi$  的近似值为 3.1583。

### (3) 说明

随机模拟方法是一种具有独特风格的数值计算方法。这一方法是以概率统计理论为主要基础, 以随机抽样为主要手段的广义的数值计算方法。它用随机数进行统计实验, 把得到的统计特征 (均值和概率等) 作为所求问题的数值解。

## 12.2 MATLAB 产生随机数的相关命令

### 12.2.1 MATLAB 常用的产生随机数的函数

随机模拟需要产生各种分布的随机数, MATLAB 统计工具箱提供了 30 多种生成随机数的函数, 一些常用生成随机数的函数见表 12.3。

表 12.3 常用的随机数生成函数

| 函数名称     | 函数说明               | 调用格式                        |
|----------|--------------------|-----------------------------|
| betarnd  | $\beta$ 分布的随机数     | R=betarnd(A,B,m,n)          |
| binornd  | 二项分布随机数            | R=binornd(N,P,m,n)          |
| chi2rnd  | $\chi^2$ 分布随机数     | R=chi2rnd(V,m,n)            |
| exprnd   | 指数分布随机数            | R=exprnd(MU,m,n)            |
| frnd     | $F$ 分布随机数          | R=frnd(V1,V2,m,n)           |
| gamrnd   | $\gamma$ 分布随机数     | R=gamrnd(A,B,m,n)           |
| geornd   | 几何分布随机数            | R=geornd(P,m,n)             |
| hygernd  | 超几何分布随机数           | R=hygernd(M,K,N,m,n)        |
| normrnd  | 正态分布随机数            | R=normrnd(MU,SIGMA,m,n)     |
| lognrnd  | 对数正态分布随机数          | R=lognrnd(MU,SIGMA,m,n)     |
| nbinsrnd | 负二项分布随机数           | R=nbinsrnd(R,P,m,n)         |
| ncfrnd   | 非中心 $F$ 分布随机数      | R=ncfrnd(NU1,NU2,DELTA,m,n) |
| nctrnd   | 非中心 $t$ 分布         | R=nctrnd(V,DELTA,m,n)       |
| ncx2rnd  | 非中心 $\chi^2$ 分布随机数 | R=ncx2rnd(V,DELTA,m,n)      |
| poissrnd | 泊松分布随机数            | R=poissrnd(LAMBDA,m,n)      |
| raylrnd  | Rayleigh 分布随机数     | R=raylrnd(B,m,n)            |
| trnd     | $t$ 分布随机数          | R=trnd(V,m,n)               |
| unidrnd  | 离散均匀分布随机数          | R=unidrnd(N,m,n)            |
| unifrnd  | 连续均匀分布随机数          | R=unifrnd(A,B,m,n)          |
| wblrnd   | Weibull 分布随机数      | R=weibrnd(A,B,m,n)          |
| mvnrnd   | 服从 $n$ 维正态分布的随机数   | R = mvnrnd(MU,SIGMA,n)      |

### 12.2.2 随机数应用举例

例 12.4 炮弹射击的目标为一椭圆  $\frac{x^2}{120^2} + \frac{y^2}{80^2} = 1$  所围成的区域的中心, 当瞄准目标的中

心发射时,受到各种因素的影响,炮弹着地点与目标中心有随机偏差。设炮弹着地点围绕目标中心呈二维正态分布,且偏差的标准差在  $x$  和  $y$  方向均为 100 米,并相互独立,用 Monte Carlo 法计算炮弹落在椭圆形区域内的概率,并与数值积分计算的概率进行比较。

我们可以模拟发射  $N$  发炮弹,统计炮弹落在椭圆  $\frac{x^2}{120^2} + \frac{y^2}{80^2} = 1$  内部的次数  $n$ ,用炮弹落在椭圆内的频率近似所求的概率。

```
clc, clear
mu=[0,0]; sigma=100^2*eye(2); %均值向量和协方差矩阵
N=10^7;
r=mvrnd(mu,sigma,N); %产生 N 对服从二维正态分布的随机数
n=sum(r(:,1).^2/120^2+r(:,2).^2/80^2<=1) %统计落在椭圆内的次数
p1=n/N %计算概率的近似值
fxy=@(x,y)1/(20000*pi)*exp(-(x.^2+y.^2)/20000);
ymax=@(x)80*sqrt(1-x.^2/120^2); ymin=@(x)-ymax(x);
p2=integral2(fxy,-120,120,ymin,ymax)
```

### 12.3 蒙特卡罗法的数学基础及步骤

#### 13.3.1 蒙特卡罗方法基础—大数定律和中心极限定理

作为蒙特卡罗方法的基础是概率论中的大数定律和中心极限定理,分别叙述如下。

**大数定理** 设  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$  为一随机变量序列,独立同分布,数学期望值  $E\xi_i = a$  存在,则对任意  $\varepsilon > 0$ , 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i - a \right| < \varepsilon \right\} = 1. \quad (1)$$

大数定理指出,当  $n \rightarrow \infty$  时,随机变量的算术平均值依概率收敛到数学期望  $a$ 。至于要进一步研究收敛的程度,作出种种误差估计,则要用到下面的中心极限定理。

**中心极限定理** 设  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$  为一随机变量序列,独立同分布,数学期望为  $E\xi_i = a$ , 方差  $D\xi_i = \sigma^2$ , 则当  $n \rightarrow \infty$  时,

$$P \left\{ \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i - a}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} < x_\alpha \right\} \rightarrow \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x_\alpha} e^{-\frac{x^2}{2}} dx, \quad (2)$$

利用中心极限定理,当  $n \rightarrow \infty$  时,还可得到

$$P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i - a \right| < \frac{x_\alpha \sigma}{\sqrt{n}} \right\} \rightarrow \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{x_\alpha} e^{-\frac{x^2}{2}} dx, \quad (3)$$

若记

$$\frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{x_\alpha} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 1 - \alpha, \quad (4)$$

那就是说,当  $n$  很大时,不等式

$$\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i - a \right| < \frac{x_\alpha \sigma}{\sqrt{n}} \quad (5)$$

成立的概率为  $1 - \alpha$ 。通常将  $\alpha$  称为显著性水平,  $1 - \alpha$  就是置信水平。 $x_\alpha$  为标准正态分布的上  $\alpha$  分位数,  $\alpha$  和  $x_\alpha$  的关系可以在正态分布表中查到。

从(5)式可以看到,随机变量的算术平均值  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i$  依概率收敛到  $a$  的阶为  $O(\frac{1}{\sqrt{n}})$ 。当

$\alpha = 0.05$  时,误差  $\varepsilon = 0.6745\sigma / \sqrt{n}$  称为概率误差。从这里可以看出,蒙特卡罗方法收敛的阶很低,收敛速度很慢,误差  $\varepsilon$  由  $\sigma$  和  $\sqrt{n}$  决定。在固定  $\sigma$  的情况下,要提高 1 位精度,就要增加 100 倍试验次数。相反,若  $\sigma$  减少 10 倍,就可以减少 100 倍工作量。因此,控制方差是应用蒙特卡罗方法中很重要的一点。

### 12.3.2 蒙特卡罗方法基本步骤和基本思想

用蒙特卡罗方法处理的问题可以分为两类。

一类是随机性问题。对于这一类实际问题，通常采用直接模拟方法。首先，必须根据实际问题的规律，建立一个概率模型（随机向量或随机过程），然后用计算机进行抽样试验，从而得出对应于这一实际问题的随机变量  $Y = g(X_1, X_2, \dots, X_m)$  的分布。假定随机变量  $Y$  是我们的研究对象，它是  $m$  个相互独立的随机变量  $X_1, X_2, \dots, X_m$  的函数，如果  $X_1, X_2, \dots, X_m$  的概率密度函数分别为  $f_1(x_1), f_2(x_2), \dots, f_m(x_m)$ ，则用蒙特卡罗方法计算的基本步骤是：在计算机上用随机抽样的方法从  $f_1(x_1)$  中抽样，产生随机变量  $X_1$  的一个值  $x_1'$ ，从  $f_2(x_2)$  中抽样得  $x_2'$ ，...，从  $f_m(x_m)$  中抽样得  $x_m'$ ，由  $x_1', x_2', \dots, x_m'$  计算得到  $Y$  的一个值  $y_1 = g(x_1', x_2', \dots, x_m')$ ，显然  $y_1$  是从  $Y$  分布中抽样得到的一个数值，重复上述步骤  $N$  次，可得随机变量  $Y$  的  $N$  个样本值  $(y_1, y_2, \dots, y_N)$ ，用这样的样本分布来近似  $Y$  的分布，由此可计算出这些量的统计值。

另一类是确定性问题。在解决确定性问题时，首先要建立一个有关的概率统计模型，使所求的解就是这个模型的概率分布或数学期望，然后对这个模型作随机抽样，最后用其算术平均值作为所求解的近似值。根据前面对误差的讨论可以看出，必须尽量改进模型，以便减少方差和降低费用，以提高计算销量。

## 12.4 定积分的计算

### 12.4.1 单重积分

例 12.5 求定积分的数值解。

设区间  $(a, b)$  上的随机变量  $\xi$  的概率密度函数由  $f_\xi(x)$  给出。 $g(x)$  是区间  $(a, b)$  上的连续函数，数学期望

$$E[g(\xi)] = \int_a^b g(x) f_\xi(x) dx \quad (6)$$

存在，则积分(6)式可用如下方法计算近似值。

设随机变量  $\xi$  的一系列可取值为  $x_1, x_2, \dots, x_n$ ，由  $y_i = g(x_i)$  形成的随机变量  $\eta = g(\xi)$  的可能取值的数列为  $y_1, y_2, \dots, y_n$ 。则根据大数定理，当  $n$  充分大时，积分(6)式有近似值

$$\bar{M} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(x_i). \quad (7)$$

以(7)式作为积分(6)式近似值的误差，可以用以前同样的方法来估计。

现在来讨论用上述方法来计算积分

$$J = \int_a^b h(x) dx \quad (8)$$

的值。

为此，选择某种概率密度函数  $f(x)$  满足

$$\int_a^b f(x) dx = 1,$$

且能很方便地生成具有概率密度函数为  $f(x)$  的随机抽样。同时将积分  $J$  写成如下形式

$$J = \int_a^b \frac{h(x)}{f(x)} \cdot f(x) dx = \int_a^b g(x) f(x) dx.$$

于是归结为积分(6)式的形式，即可用上述方法计算。

在很多情况下，往往取  $f(x)$  为区间  $(a, b)$  上均匀分布的概率密度函数

$$f(x) = \frac{1}{b-a}.$$

这样

$$J = (b-a) \int_a^b h(x) \frac{1}{b-a} dx.$$

现在在区间  $(a, b)$  上均匀分布的随机数总体中选取  $x_i$ ，对每个  $x_i$  计算  $h(x_i)$  的值，然后计算平均值

$$\bar{M} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n h(x_i),$$

于是积分(8)式的值可近似地取为

$$J \approx (b-a)\bar{M} = \frac{b-a}{n} \sum_{i=1}^n h(x_i).$$

### 例 12.6 计算积分

$$\int_{-1}^1 \frac{xdx}{\sqrt{5-4x}}.$$

解 随机模拟时随机数取为区间  $(-1,1)$  上均匀分布的抽样, 其概率密度函数

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & x \in (-1,1) \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

所求积分的近似值为被积函数  $h(x) = \frac{x}{\sqrt{5-4x}}$  取值的均值, 乘以区间长度 2。

随机模拟的 MATLAB 程序如下

```
clc, clear
y=@(x) x./sqrt(5-4*x); %定义被积函数的匿名函数
I=quadl(y,-1,1) %计算积分的数值解, 与随机模拟解进行比照
n=1000000; %生成随机数的个数
x=unifrnd(-1,1,[1,n]); %生成 n 个区间 (-1,1) 上均匀分布的随机数
h=y(x); %计算被积函数的一系列取值
junzhi=mean(h); %计算取值的平均值
jifen=2*junzhi %计算积分的近似值
```

### 例 12.7 计算积分

$$I = \int_{-\infty}^{+\infty} \cos(x)e^{-\frac{x^2}{2}} dx.$$

$$\text{解 } I = \int_{-\infty}^{+\infty} \cos(x)e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \cos(x) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{2\pi} E[\cos(X)],$$

其中  $X \sim N(0,1)$ , 所以  $I \approx \sqrt{2\pi} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \cos(X_j)$ , 这里  $X_j$  为服从标准正态分布  $N(0,1)$  的随机数。

```
clc, clear, n=10^7;
I1=sqrt(2*pi)*mean(cos(randn(1,n))) %Monte Carlo 法的积分值
syms x
fx=cos(x)*exp(-x^2/2); %定义符号被积函数
I2=int(fx,-inf,inf) %数值积分无法求无界区间的积分, 这里必须是符号积分
I2=double(I2) %符号积分值化成双精度格式
```

## 12.4.2 多重积分计算

假设要求多重积分

$$J = \int \cdots \int_{\Omega} f(x_1, \cdots, x_n) dx_1 \cdots dx_n \quad (9)$$

的值。积分区域  $\Omega$  是有界区域, 被积函数  $f$  在区域  $\Omega$  中是有界的。

设  $g(x_1, \cdots, x_n)$  为区域  $\Omega$  上的概率密度函数, 且当  $f(x_1, \cdots, x_n) \neq 0$  时  $g(x_1, \cdots, x_n)$  亦不为零。

令

$$h(x_1, \cdots, x_n) = \begin{cases} \frac{f(x_1, \cdots, x_n)}{g(x_1, \cdots, x_n)}, & \text{当 } g(x_1, \cdots, x_n) \neq 0 \text{ 时,} \\ 0, & \text{当 } g(x_1, \cdots, x_n) = 0 \text{ 时.} \end{cases}$$

则积分(9)可改写为

$$J = \int \cdots \int_{\Omega} h(x_1, \cdots, x_n) g(x_1, \cdots, x_n) dx_1 \cdots dx_n .$$

若  $(X_1, \cdots, X_n)$  是  $n$  维空间区域  $\Omega$  中的随机变量, 概率密度函数为  $g(x_1, \cdots, x_n)$ , 则随机变量  $h(X_1, \cdots, X_n)$  的数学期望为

$$E[h(X_1, \cdots, X_n)] = \int \cdots \int_{\Omega} h(x_1, \cdots, x_n) g(x_1, \cdots, x_n) dx_1 \cdots dx_n = J .$$

即积分  $J$  是随机变量  $h(X_1, \cdots, X_n)$  的数学期望。如果选取  $N$  个点  $P_i(x_1^i, \cdots, x_n^i) \in \Omega$  ( $i=1, \cdots, N$ ) 服从分布  $g(x_1, \cdots, x_n)$ , 则根据大数定理, 其算术平均值

$$\bar{J} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h(x_1^i, \cdots, x_n^i)$$

即为积分  $J$  的近似值。通常可选取  $g(x_1, \cdots, x_n)$  为  $\Omega$  上的均匀分布

$$g(x_1, \cdots, x_n) = \begin{cases} \frac{1}{V}, & (x_1, \cdots, x_n) \in \Omega, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

其中  $V$  表示区域  $\Omega$  的体积, 则

$$h(x_1, \cdots, x_n) = V \cdot f(x_1, \cdots, x_n)$$

积分(9)的近似值可取为

$$\bar{J} = \frac{V}{N} \sum_{i=1}^N f(x_1^i, \cdots, x_n^i) \quad (10)$$

例 12.8 分别用 Monte Carlo 法和数值积分计算  $I = \iiint_{\Omega} (x+y+z)^2 dx dy dz$ , 其中  $\Omega$  为

$z \geq x^2 + y^2$  与  $x^2 + y^2 + z^2 \leq 2$  所围成的区域。

解 随机模拟时首先要计算  $\Omega$  的体积, 设  $\Omega$  的体积为  $V$ , 区域  $\Omega$  上均匀分布的密度函数为

$$f(x, y, z) = \begin{cases} \frac{1}{V}, & (x, y, z) \in \Omega, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

旋转抛物面  $z = x^2 + y^2$  与球面  $x^2 + y^2 + z^2 = 2$  的交线在  $xoy$  面的投影为  $x^2 + y^2 = 1$ 。求  $\Omega$  的体积  $V$  时, 在立体区域  $[-1, 1] \times [-1, 1] \times [0, \sqrt{2}]$  上产生服从均匀分布的  $10^6$  个随机点, 统计随机点落在  $\Omega$  的频数, 则  $\Omega$  的体积  $V$  近似为上述立体的体积乘以频率。

模拟的 MATLAB 程序如下

```
clc, clear
h=@(x,y,z) (x+y+z).^2; %定义被积函数
n=1000000; %生成随机数的个数
x=unifrnd(-1,1,[1,n]); %生成 n 个区间 (-1,1) 上均匀分布的随机数
y=unifrnd(-1,1,[1,n]);
z=unifrnd(0,sqrt(2),[1,n]);
f=sum(z>=x.^2+y.^2 & x.^2+y.^2+z.^2<=2); %计算落在区域上的频数
V=f/n*4*sqrt(2) %计算体积
hh=h(x,y,z); %计算被积函数一系列的取值
meanh= sum(hh.*(z>=x.^2+y.^2 & x.^2+y.^2+z.^2<=2))/f; %求在区域上的矩阵
I1=V*meanh %计算 Monte Carlo 法的积分值
fxyz=@(x,y,z)h(x,y,z).*(z>=x.^2+y.^2 & x.^2+y.^2+z.^2<=2); %定义 MATLAB 被积函数
I2=triplequad(fxyz,-1,1,-1,1,0,sqrt(2)) %计算数值积分
```

## 12.5 几何概率的随机模拟

例 12.9  $y = x^2$ ,  $y = 12 - x$  与  $x$  轴在第一象限围成一个曲边三角形。设计一个随机实验,

求该图形面积的近似值。

解 首先求出  $y = x^2$  与  $y = 12 - x$  在第一象限的交点为 (3,9)。

设计的随机试验的思想如下,在矩形区域  $[0, 12] \times [0, 9]$  上产生服从均匀分布的  $10^7$  个随机点,统计随机点落在曲边三角形的频数。由于点落在曲边三角形的概率近似于落在该区域的频率,所以曲边三角形的面积近似为上述矩形的面积乘以频率。

计算的 MATLAB 程序如下:

```
clc, clear
x=unifrnd(0,12,[1,10000000]);
y=unifrnd(0,9,[1,10000000]);
pinshu=sum(y<x.^2 & x<=3)+sum(y<12-x & x>=3);
area_appr=12*9*pinshu/10^7
运行结果在 49.5 附近,由于是随机模拟,每次的结果都是不一样的。
```

**例 12.10** 在线段  $[0, 1]$  上任意取三个点,问由 0 至三点的三线段,能构成三角形与不能构成三角形这两个事件中哪一个事件的概率大。

**解** 设 0 到三点的三线段长分别为  $x, y, z$ , 即相应的右端点坐标为  $x, y, z$ , 显然

$$0 \leq x, y, z \leq 1.$$

这三条线段构成三角形的充要条件是

$$x + y > z, \quad x + z > y, \quad y + z > x.$$

在线段  $[0, 1]$  上任意取三点  $x, y, z$ , 与立方体  $0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1, 0 \leq z \leq 1$  中的点  $(x, y, z)$  一一对应,可见所求“构成三角形”的概率,等价于在边长为 1 的立方体  $\Omega$  中均匀地取点,而点落在  $x + y > z, x + z > y, y + z > x$  区域中的概率,这也就是落在图 12-4 中由  $\triangle ADC, \triangle ADB, \triangle BDC, \triangle AOC, \triangle AOB, \triangle BOC$  所围成的区域  $G$  中的概率。由于  $\Omega$  的体积  $V(\Omega) = 1$ ,

$$V(G) = 1^3 - 3 \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} \times 1^3 = \frac{1}{2}, \text{ 所以}$$

$$p = V(G) / V(\Omega) = \frac{1}{2},$$

因而得到,能与不能构成三角形两事件的概率一样大。

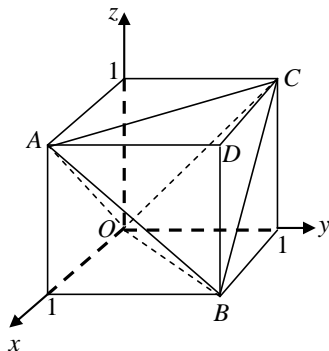


图 12.4 单位立方体示意图

使用计算机生成随机数来模拟求生成三角形的概率, MATLAB 程序如下

```
clc, clear
n=100000;
x=unifrnd(0,1,[1,n]); y=unifrnd(0,1,[1,n]);
z=unifrnd(0,1,[1,n]);
f=sum(x+y>z & x+z>y & y+z>x);
p=f/n %求生成三角形的近似概率
```

## 12.6 排队模型的计算机模拟

当排队系统的到达间隔时间和服务时间的概率分布很复杂时,或不能用公式给出时,那



么就不能用解析法求解。这就需用随机模拟法求解，现举例说明。

**例 12.11** 设某仓库前有一卸货场，货车一般是夜间到达，白天卸货，每天只能卸货 2 车，若一天内到达数超过 2 车，那么就推迟到次日卸货。根据表 12.4 所示的数据，货车到达数的概率分布（相对频率）平均为 1.5 车/天，求每天推迟卸货的平均车数。

表 12.4 到达车数的概率

| 到达车数 | 0    | 1    | 2    | 3   | 4    | 5    | $\geq 6$ |
|------|------|------|------|-----|------|------|----------|
| 概 率  | 0.23 | 0.30 | 0.30 | 0.1 | 0.05 | 0.02 | 0.00     |

解 这是单服务台的排队系统，可验证到达车数不服从泊松分布，服务时间也不服从指数分布（这是定长服务时间）。

随机模拟法首先要求事件能按历史的概率分布规律出现。模拟时产生的随机数与事件的对应关系如表 12.5。

表 12.5 到达车数的概率及其对应的随机数

| 到达车数 | 概 率  | 累积概率 | 对应的随机数                  |
|------|------|------|-------------------------|
| 0    | 0.23 | 0.23 | $0 \leq x < 0.23$       |
| 1    | 0.30 | 0.53 | $0.23 \leq x < 0.53$    |
| 2    | 0.30 | 0.83 | $0.53 \leq x < 0.83$    |
| 3    | 0.1  | 0.93 | $0.83 \leq x < 0.93$    |
| 4    | 0.05 | 0.98 | $0.93 \leq x < 0.98$    |
| 5    | 0.02 | 1.00 | $0.98 \leq x \leq 1.00$ |

我们用 a1 表示产生的随机数，a2 表示到达的车数，a3 表示需要卸货车数，a4 表示实际卸货车数，a5 表示推迟卸货车数。模拟的 MATLAB 程序如下：

```

clc, clear, n=50000; %模拟的次数
m=2; %每天卸货的车数
a1=unifrnd(0,1,[n,1]);
a2=a1; %a2 初始化
a2(a1<0.23)=0;
a2(0.23<=a1&a1<0.53)=1;
a2(0.53<=a1&a1<0.83)=2;
a2(0.83<=a1&a1<0.93)=3;
a2(0.93<=a1&a1<0.98)=4;
a2(a1>=0.98)=5;
a3=zeros(n,1);a4=zeros(n,1);a5=zeros(n,1); %a3,a4,a5 初始化
a3(1)=a2(1);
if a3(1)<=m
    a4(1)=a3(1);a5(1)=0;
else
    a4(1)=m;a5(1)=a2(1)-m;
end
for i=2:n
    a3(i)=a2(i)+a5(i-1);
    if a3(i)<=m
        a4(i)=a3(i);a5(i)=0;
    else
        a4(i)=m;a5(i)=a3(i)-m;
    end
end
a=[a1,a2,a3,a4,a5];
s=mean(a) %n 天内的平均值
由模拟结果知，每天推迟卸货的平均车数为 1 车。

```

**例 12.12** 银行计划安置自动取款机，已知  $A$  型机的价格是  $B$  型机的 2 倍，而  $A$  型机的性能—平均服务率也是  $B$  型机的 2 倍，问应该购置 1 台  $A$  型机还是 2 台  $B$  型机。

**解** 为了通过模拟回答这类问题，作如下具体假设，顾客平均每分钟到达 1 位， $A$  型机的平均服务时间为 0.9 分钟， $B$  型机为 1.8 分钟，顾客到达间隔和服务时间都服从指数分布，2 台  $B$  型机采取  $M/M/2$  模型（排一队），用前 100 名顾客（第 1 位顾客到达时取款机前为空）的平均等待时间为指标，对  $A$  型机和  $B$  型机分别作 1000 次模拟，取平均值进行比较。

理论上已经得到， $A$  型机和  $B$  型机前 100 名顾客的平均等待时间分别为  $\mu_1(100) = 4.13$ ， $\mu_2(100) = 3.70$ ，即  $B$  型机优。

对于  $M/M/1$  模型，记第  $k$  位顾客的到达时刻为  $c_k$ ，离开时刻为  $g_k$ ，等待时间为  $w_k$ ，它们很容易根据已有的到达间隔  $t_k$  和服务时间  $s_k$  按照以下的递推关系得到：

$$c_k = c_{k-1} + t_k, \quad g_k = \max(c_k, g_{k-1}) + s_k$$

$$w_k = \max(0, g_{k-1} - c_k), \quad k = 2, 3, \dots$$

下面模拟时，我们用  $t$  表示到达间隔时间， $s$  表示服务时间， $c$  表示到达时间， $g$  表示离开时间， $w$  表示等待时间。

在模拟  $A$  型机时，MATLAB 程序如下：

```
clc, clear, tic %计时开始
rand('state',sum(100*clock)); %初始化计算机随机数发生器
n=100; %顾客数量
m=1000; %模拟次数
mu1=1; mu2=0.9;
for j=1:m
    t=exprnd(mu1,1,n); %生成到达时间间隔随机数
    s=exprnd(mu2,1,n); %生成服务时间随机数
    c(1)=t(1); %第一个顾客到达时间
    g(1)=c(1)+s(1); %第一个顾客离开时间
    w(1)=0; %第一个顾客的等待时间
    for i=2:n
        c(i)=c(i-1)+t(i); %第i个顾客到达时间
        g(i)=max(c(i),g(i-1))+s(i); %第i个顾客离开时间
        w(i)=max(0,g(i-1)-c(i)); %第i个顾客等待时间
    end
    tt1(j)=mean(w); %第j次模拟的平均等待时间
end
tt2=mean(tt1) %m次模拟的平均等待时间
toc %计时结束
```

类似地，模拟  $B$  型机的程序如下：

```
clc, clear, tic
rand('state',sum(100*clock));
n=100; m=1000; mu1=1; mu2=1.8;
for j=1:m
    t=exprnd(mu1,1,n); s=exprnd(mu2,1,n);
    c(1)=t(1); c(2)=c(1)+t(2);
    g(1:2)=c(1:2)+s(1:2);
    wtime(1:2)=0; flag=g(1:2);
    for i=3:n
        c(i)=c(i-1)+t(i);
        g(i)=max(c(i),min(flag))+s(i);
        w(i)=max(0,min(flag)-c(i));
        flag=[max(flag),g(i)];
    end
    tt1(j)=mean(w);
```

```
end
tt2=mean(tt1)
toc
```

## 12.7 存储问题

例 12.13 某小贩每天以  $a=10$  元/束的价格购进一种鲜花，卖出价为  $b=15$  元/束，当天卖不出去的花全部损失。顾客一天内对花的需求量  $X$  是随机变量， $X$  服从泊松分布

$$P\{X=k\}=e^{-\lambda}\frac{\lambda^k}{k!}, \quad k=0,1,2,\cdots,$$

其中参数  $\lambda=15$ 。问小贩每天应购进多少束鲜花才能得到好收益？

解 这是一个随机决策问题，要确定每天应购进的鲜花数量以使收入最高。

设小贩每天购进  $u$  束鲜花。如果这天需求量  $X \leq u$ ，则其收入为  $bX - au$ ，如果需求量  $X > u$ ，则其收入为  $bu - au$ ，因此小贩一天的期望收入为

$$J(u) = -au + \sum_{k=0}^u bk \cdot e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!} + \sum_{k=u+1}^{\infty} bu \cdot e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!},$$

问题归结为在  $a, b, \lambda$  已知时，求  $u$  使得  $J(u)$  最大。因而最佳购进量  $u^*$  满足

$$J(u^*) \geq J(u^* + 1), \quad J(u^*) \geq J(u^* - 1),$$

由于

$$J(u+1) - J(u) = -a + be^{-\lambda} \sum_{k=u+1}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = -a + b \left( 1 - \sum_{k=0}^u e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \right),$$

最佳购进量  $u^*$  满足

$$\begin{aligned} 1 - \sum_{k=0}^{u^*} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} &\leq \frac{a}{b}, \\ 1 - \sum_{k=0}^{u^*-1} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} &\geq \frac{a}{b}, \end{aligned}$$

记泊松分布的分布函数为  $F(i) = P\{X \leq i\} = \sum_{k=0}^i e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$ ，则最佳购进量  $u^*$  满足

$$F(u^* - 1) \leq 1 - \frac{a}{b} \leq F(u^*)$$

查 Poisson 分布表，或利用 MATLAB 软件，求得最佳购进量  $u^* = 13$ 。

计算的 MATLAB 程序如下

```
clc, clear
lamda=15; a=10; b=15;
p=1-a/b
u=poissinv(1-a/b,lamda) %求最佳购进量
p1=poisscdf(u-1,lamda) %p1 和 p2 是为验证最佳购进量
p2=poisscdf(u,lamda)
```

下面用计算机模拟进行检验。

对不同的  $a, b, \lambda$ ，用计算机模拟求最优决策  $u$  的算法如下：

步骤 1 给定  $a, b, \lambda$ ，记进货量为  $u$  时，收益为  $M_u$ ，当  $u=0$  时， $M_0=0$ ；令  $u=1$ ，继续下一步。

步骤 2 对随机变量  $X$  做模拟，求出收入，共做  $n$  次模拟，求出收入的平均值  $M_u$ 。

步骤 3 若  $M_u \geq M_{u-1}$ ，令  $u=u+1$ ，转步骤 2；若  $M_u < M_{u-1}$ ，输出  $u^* = u-1$ ，停止。

我们用 MATLAB 软件进行了模拟，发现其与理论推导符合得很好。模拟的 MATLAB 程序如下：

```
clc, clear
a=10; b=15; lamda=15; M1=0;
u=1; n=10000;
for i=1:2*lamda
```

```

d=poissrnd(lamda,[1,n]); %产生 n 个服从 Poiss(lamda)的需求量数据
M2=mean((b-a)*u*(u<=d)+((b-a)*d-a*(u-d)).*(u>d)); %求平均利润
if M2>M1
    M1=M2; u=u+1;
else
    fprintf('最佳购进量为%d\n',u-1);
    break
end
end
end

```

**例 12.14** 某企业生产易变质的产品。当天生产的产品必须当天售出，否则就会变质。该产品单位成本为  $a = 2$  元，单位产品售价为  $b = 3$  元。假定市场对该产品的每天需求量是一个随机变量，但从以往的统计分析得知它服从正态分布  $N(135, 20^2)$ 。

(1) 求最佳库存方案及对应的最大收益。

(2) 用 Monte Carlo 法确定如下的两个方案哪个优？

方案甲：按前一天的销售量作为当天的存货量；

方案乙：按前二天的平均销售量作为当天的存货量；

解 (1) 设当天的存货量为  $s$ ，当天产品的需求量为随机变量  $X$ ， $X \sim N(135, 20^2)$ ，则当天的收益

$$Y = \begin{cases} (b-a)s, & s \leq X, \\ bX - as, & s > X. \end{cases}$$

记正态分布  $N(135, 22.4^2)$  的概率密度函数为  $f(x)$ ，当天收益的数学期望

$$\begin{aligned} Q(s) = EY &= \int_0^s (bx - as)f(x)dx + \int_s^{+\infty} (b-a)s f(x)dx \\ &= b \int_0^s xf(x)dx - as + asF(0) + bs - bsF(s). \end{aligned}$$

要求  $Q(s)$  的最大值，令

$$\frac{dQ(s)}{ds} = 0,$$

得到

$$F(s) = 1 + \frac{aF(0) - a}{b},$$

其中  $F(s)$  为  $X$  的分布函数，由于  $Q(s)$  只有唯一的驻点，则当  $s = F^{-1}\left(1 + \frac{aF(0) - a}{b}\right)$ ，达到最优收益。

本题利用 MATLAB 软件，求得最佳存货量  $s^* = 126.3855$ ，对应的收益  $Q(s^*) = 113.1840$ 。

计算的 MATLAB 程序如下

```

clc, clear
a=2; b=3; mu=135; sigma=20;
s=norminv(1+(a*normcdf(0,mu,sigma)-a)/b,mu,sigma) %求最佳库存
Qs=b*quadl(@(x)x.*normpdf(x,mu,sigma),0,s)-a*s+a*s*normcdf(0,mu,sigma)+b*s-b*s*normcdf(s,mu,sigma) %求最佳库存对应的收益

```

(2) 下面我们模拟一下方案甲和方案乙。

模拟时，方案甲第一天存货量的初始值取为服从正态分布  $N(135, 22.4^2)$  的随机数，方案乙前两天存货量的初始值也是服从正态分布  $N(135, 22.4^2)$  的随机数。

模拟时取天数  $n = 10000$ ，计算 10000 天收益的平均值，模拟结果显示方案乙较优。

模拟的 MATLAB 程序如下：

```

clc, clear
mu=135; sigma=20; a=2; b=3; n=10000;
d=normrnd(mu,sigma,1,n); %产生 n 天需求的 n 个随机数

```

```

s1(1)=normrnd(mu,sigma); % 方案甲的第一天存货量
for i=2:n
    s1(i)=min(s1(i-1),d(i-1)); % 方案甲的第 i 天存货量
end
Y1=mean((b-a)*s1.*(s1<=d)+(b*d-a*s1).*(s1>d)) % 计算方案甲的平均收益
s2(1:2)=normrnd(mu,sigma,[1,2]); % 方案乙的前两天存货量
for i=3:n
    s2(i)=mean(min([d(1,2);s2(1,2)]));
end
Y2=mean((b-a)*s2.*(s2<=d)+(b*d-a*s2).*(s2>d)) % 计算方案乙的平均收益

```

## 12.8 整数数学规划

整数规划由于限制变量为整数而增加了难度；然而又由于整数解是有限个，于是为枚举法提供了方便。当然，当自变量维数很大和取值范围很宽情况下，企图用显枚举法（即穷举法）计算出最优值是不现实的，但是应用概率理论可以证明，在一定计算量的情况下，用蒙特卡洛法完全可以得出一个满意解。

**例 12.15 已知非线性整数规划为**

$$\begin{aligned}
 \max \quad & z = x_1^2 + x_2^2 + 3x_3^2 + 4x_4^2 + 2x_5^2 - 8x_1 - 2x_2 - 3x_3 - x_4 - 2x_5, \\
 \text{s.t.} \quad & \begin{cases} 0 \leq x_i \leq 99, & (i = 1, \dots, 5), \\ x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5 \leq 400, \\ x_1 + 2x_2 + 2x_3 + x_4 + 6x_5 \leq 800, \\ 2x_1 + x_2 + 6x_3 \leq 200, \\ x_3 + x_4 + 5x_5 \leq 200. \end{cases}
 \end{aligned}$$

如果用显枚举法试探，共需计算  $(100)^5 = 10^{10}$  个点，其计算量非常之大。然而应用蒙特卡洛去随机计算  $10^6$  个点，便可找到满意解，那么这种方法的可信度究竟怎样呢？

下面就分析随机取样采集  $10^6$  个点计算时，应用概率理论来估计一下可信度。

不失一般性，假定一个整数规划的最优点不是孤立的奇点。

假设目标函数落在高值区的概率分别为 0.01, 0.00001，则当计算  $10^6$  个点后，有任一个点能落在高值区的概率分别为

$$1 - 0.99^{1000000} \approx 0.99 \dots 99 (100 \text{ 多位}),$$

$$1 - 0.99999^{1000000} \approx 0.999954602.$$

**解** (1) 首先编写 M 文件 mengte.m 定义目标函数 f 和约束向量函数 g，程序如下

```

function [f,g]=mengte(x);
f=x(1)^2+x(2)^2+3*x(3)^2+4*x(4)^2+2*x(5)-8*x(1)-2*x(2)-3*x(3)-...
x(4)-2*x(5);
g=[sum(x)-400
x(1)+2*x(2)+2*x(3)+x(4)+6*x(5)-800
2*x(1)+x(2)+6*x(3)-200
x(3)+x(4)+5*x(5)-200];

```

(2) 应用 Monte Carlo 法求解的 MATLAB 程序如下：

```

rand('state',sum(clock)); % 初始化随机数发生器
p0=0;
tic % 计时开始
for i=1:10^6
    x=randi([0,99],1,5); % 产生一行五列的区间[0,99]上的随机整数
    [f,g]=mengte(x);
    if all(g<=0)
        if p0<f
            x0=x; p0=f; % 记录下当前较好的解
        end
    end
end
end

```

```
end
x0,p0
toc    %计时结束
```

由于是随机模拟，每次的运行结果都是不一样的。

### 习题

12.1 利用 Monte Carlo 方法，模拟掷骰子各面出现的概率。

12.2 利用 Monte Carlo 方法，计算定积分  $\int_0^\pi e^x \sin x dx$  的近似值，并分别就不同个数的随机点数比较积分值的精度。

12.3 利用 Monte Carlo 方法，求积分  $\int_1^2 \frac{\sin x}{x} dx$ ，并与数值解的结果进行比较。

12.4 利用 Monte Carlo 方法，计算二重积分  $\int_1^2 \int_2^6 e^{-x} \sin(x+2y) dx dy$ ，并分别就不同个数的随机点数比较积分值的精度。

12.5 使用 Monte Carlo 方法，求椭球面  $\frac{x^2}{3} + \frac{y^2}{6} + \frac{z^2}{8} = 1$  所围立体的体积。