

# 蒙特卡罗 (Monte carlo) 方法

## 【实验目的】

- 了解 Monte carlo 随机模拟方法的具体应用
- 学习使用 MATLAB 软件中有关随机数生成函数

## 【实验准备与内容】

### 1. Monte carlo 方法

蒙特卡罗(Monte Carlo)方法, 又称计算机随机模拟方法, 是一种基于"随机数"的计算方法。这一方法源于美国在第二次世界大战研制原子弹的"曼哈顿计划"。该计划的主持人之一数学家冯诺伊曼用驰名世界的赌城-摩纳哥的 Monte Carlo 来命名这种方法。

Monte Carlo 方法的基本思想很早以前就被人们所发现和利用。早在 17 世纪, 人们就知道用事件发生的"频率"来决定事件的"概率"。1777 年, 蒲丰 (Buffon) 提出著名的 Buffon 投针试验永来近

似计算圆周率  $\pi$ 。本世纪 40 年代电子计算机的出现，特别是近年来高速电子计算机的出现，使得人们在计算机上利用数学方法大量、快速地模拟这样的试验成为可能。目前这一方法已经广泛地运用到数学、物理、管理、生物遗传、社会科学等领域，并显示出特殊的优越性。

## 2. 伪随机数

实际应用中的随机数通常都是某些数学公式计算而产生的伪随机数，这样的伪随机数从数学意义上讲不是严格的随机数，但是，只要伪随机数能够通过随机数的一系列统计检验，我们就可以将它当作真随机数而放心使用。这样我们就可以方便、经济、重复地产生随机数。理论上要求伪随机数产生器具备以下特征：良好的统计分布特性，高效率的伪随机数产生，伪随机数产生的循环周期长，伪随机数可以重复产生等。到目前为止，已经提出了各种分布的伪随机数产生方法，在这里，我们不准备从数学上介绍随机数的产生原理，而只给出伪随机数的 MATLAB 产生函数。

- 生成各类分布的随机数统一生成函数

`random('name',A1,A2,A3,m,n)`——生成以 A1,A2,A3 为参数分布为 name 的  $m \times n$  阶随机数矩阵，其中，‘name’为包含特定分布名称的字符串(如表\*.)，A1,A2,A3 是分布参数矩阵，根据分布不同，

各参数的含义也不相同，且其中一些参数也不是必须的。

- 针对不同分布的随机数产生函数

**MATLAB**还提供了不同分布的随机数产生函数,这些函数的具体使用格式及参数含义较 **random** 函数更明确（如表\*.\*）。

表\*.\*

特定分布 字符串 'name'	分布名 称	随机数 产生函数	函数格式
'beta'	$\beta$ 分布	<b>Betarnd</b>	<b>Betarnd(A,B,m,n)</b>
'bino'	二项分 布	<b>Binornd</b>	<b>Binornd(N,P,m,n)</b>
'chi2'	$\chi^2$ 分布	<b>chi2rnd</b>	<b>chi2rnd(V,m,n)</b>
'exp'	指数分	<b>Exprnd</b>	<b>Exprnd(MU,m,n)</b>

	布		
<b>'f'</b>	F 分布	<b>frnd</b>	<b>Frnd(V1,V2,m,n)</b>
<b>'gam'</b>	$\gamma$ 分布	<b>Gamrnd</b>	<b>Gamrnd(A,B,m,n)</b>
<b>'geo'</b>	几何分 布	<b>Geornd</b>	<b>Geornd(P,m,n)</b>
<b>'hyge'</b>	超几何 分布	<b>Hygernd</b>	<b>Hygernd(M,K,N,mm,nn)</b>
<b>'logn'</b>	对数正 态分布	<b>Lognrnd</b>	<b>Lognrnd(Mu,Sigma,m,n)</b>
<b>'nbin'</b>	负二项 分布	<b>Nbinrnd</b>	<b>Nbinrnd((R,P,m,n)</b>
<b>'ncf'</b>	非中心 F 分布	<b>Ncfrnd</b>	<b>Ncfrnd(Nu1,Nu2,Delta,m,n)</b>

<b>'nct'</b>	非中心 t 分布	<b>Nctrnd</b>	<b>Nctrnd(V,Delta,m,n)</b>
<b>'ncx2'</b>	非中心 $\chi^2$ 分布	<b>ncx2rnd</b>	<b>ncx2rnd(V,Delta,m,n)</b>
<b>'norm'</b>	正态分 布	<b>Normrnd</b>	<b>Normrnd(Mu,Sigma,m,n)</b>
<b>'poiss'</b>	泊松分 布	<b>Poissrnd</b>	<b>Poissrnd(Lambda,m,n)</b>
<b>'rayl'</b>	<b>Rayleigh</b> 分布	<b>raylrnd</b>	<b>Raylrnd(B,m,n)</b>
<b>'t'</b>	<b>t</b> 分布	<b>Trnd</b>	<b>Trnd(V,m,n)</b>
<b>'unif'</b>	连续均 匀分布	<b>unifrnd</b>	<b>Unifrnd(A,B,m,n)</b>

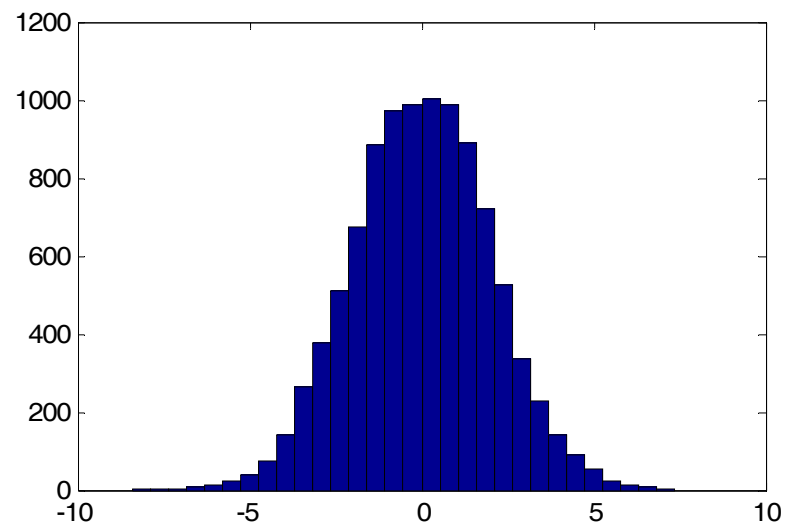
<b>'unid'</b>	离散均匀分布	<b>Unidrnd</b>	<b>Unidrnd(N,m,n)</b>
<b>'weib'</b>	<b>Weibull</b> 分布	<b>weibrnd</b>	<b>Weibrnd(A,B,m,n)</b>

为了说明函数的使用方法，我们举两个例子。

例：用 **random** 函数生成均值为 0，标准差为 2 的正态分布随机数。

**rn=random('norm',0,2,10000,1);** %生成正态分布随机数

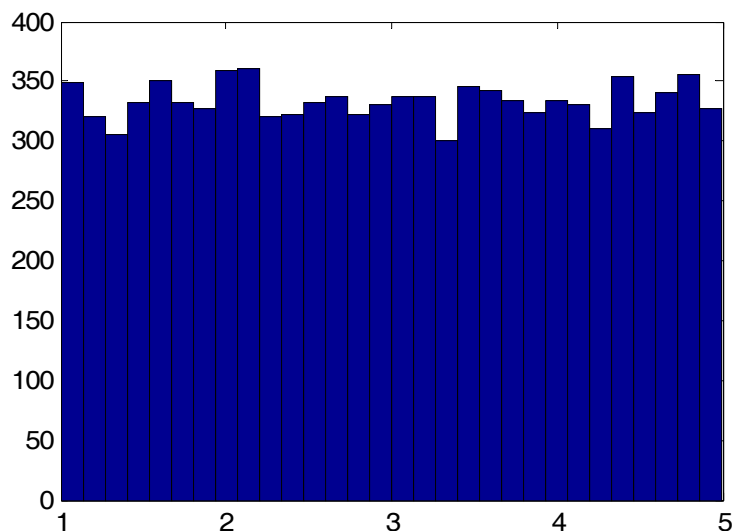
**hist(rn, 30)** %绘出随机数的直方图



例：生成区间[1,5]的服从均匀分布的随机数

**rn=unifrnd(1,5,10000,1);** %生成均匀分布随机数

**hist(rn, 30)** %绘出随机数的直方图

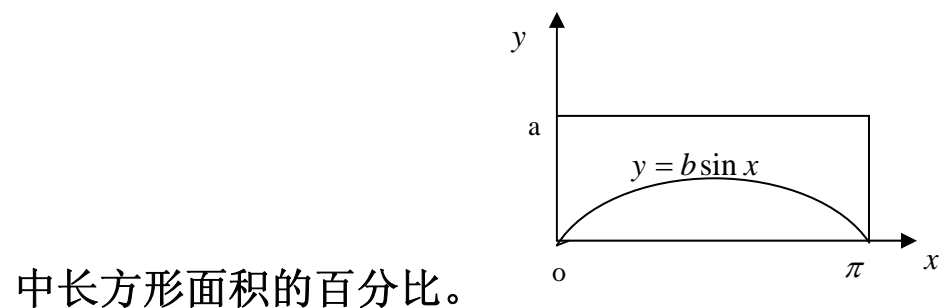


### 3. Buffon 投针试验

在平滑的桌面上画一组相距  $2a$  的平行线束，向此桌面上投一枚长为  $2b$  的细针，为避免针与两平行线同时相交的复杂情况，假定  $a > b > 0$ 。现在，我们来求针与平行线相交的概率。

设  $M$  为针的中点， $y$  为  $M$  与最近平行线的距离， $x$  为与针与平行线的交角 ( $0 \leq x \leq \pi$ )，于是，针与平行线相交的充要条件是  $0 \leq y \leq b \sin x$ ，故相交的概率为图中曲线  $y = b \sin x$  与  $x$  轴所夹图形的面积占图





即

$$p = \frac{1}{\pi a} \int_0^{\pi} b \sin x dx = \frac{2b}{\pi a}$$

从而

$$\pi = \frac{2b}{pa}$$

用 **N** 表示投针的次数，**n** 表示其中针与平行线相交的次数，由贝努里（**Bernoulli**）定理知，当 **N** 充分大时，频率接近于概率，即  $p \approx \frac{n}{N}$ ，从而  $\pi \approx \frac{2bN}{na}$ 。这就是 **Buffon** 用随机实验近似求圆周率  $\pi$  的基本公式。

我们不妨用产生随机数的办法来模拟投针实验：对每一次投针实验，针与平行线的交角  $x$  ( $0 \leq x \leq \pi$ ) 和针的中点  $M$  与最近平行线的距离  $y$  ( $0 \leq y \leq a$ ) 是一随机变量，其分别服从  $[0, \pi]$  和  $[0, a]$  上的均匀分布。因此， $N$  次投针实验可以通过以上产生随机数的函数生成，然后根据针与直线相交的充要条件  $0 \leq y \leq b \sin x$ ，即可判断针与直线是否相交，从而可以计算出  $n$  的值，达到近似计算圆周率  $\pi$  的目的。具体程序如下

```
function [pai,number]=buffon(a,b,N)
```

```
% 2a, 2b 分别为平行线间距和针长, N 为投针次数
```

```
x=unifrnd(0,pi,N,1);
```

```
y=unifrnd(0,a,N,1);
```

```
number=0; % 相交计数器
```

```
for i=1:N
```

```
if y(i)<=b*sin(x(i))
```

```
number=number+1;
```

**end**

**end**

**pai=2\*b\*N/(a\*number)**

其计算结果如下：

<b>a</b>	<b>b</b>	<b>N</b>	相交次 数	$\pi$ 的估计 值
<b>45</b>	<b>36</b>	<b>10000</b>	<b>5139</b>	<b>3.1134</b>
<b>45</b>	<b>36</b>	<b>100000</b>	<b>50992</b>	<b>3.1377</b>
<b>45</b>	<b>36</b>	<b>500000</b>	<b>254722</b>	<b>3.1407</b>

## 4. 积分计算

定积分的计算是 **Monte Carlo** 方法引入计算数学的开端，在实际问题中，许多需要计算多重积分的复杂问题，用 **Monte Carlo** 方法一般都能够很有效地予以解决，尽管 **Monte Carlo** 方法计算结果的精度不很高，但它能很快地提供出一个低精度的模拟结果也是很有价值的。而且，在多重积分中，由于 **Monte Carlo** 方法的计算误差与积分重数无关，因此它比常用的均匀网格求积公式要优越。

### 4. 1 随机投点法

(1) 设计算的定积分为  $I = \int_a^b f(x)dx$ ，其中  $a, b$  为有限数，被积函数  $f(x)$  是连续随机变量  $\zeta$  的概率密度函数，因此  $f(x)$  满足如下条件：

$$f(x) \text{ 非负, 且 } \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1 \quad (1)$$

显然  $I$  是一个概率积分，其积分值等于概率  $P(a \leq \zeta < b)$ 。

下面按给定分布  $f(x)$  随机投点的办法，给出如下 **Monte Carlo** 近似求积算法：

**step1:** 产生服从给定分布的随机变量值  $x_i, i = 1, 2, \dots, N$ ；

**step2:** 检查  $x_i$  是否落入积分区间。如果条件  $a \leq x_i < b$  满足，则记录  $x_i$  落入积分区间一次。

假设在  $N$  次实验以后， $x_i$  落入积分区间的总次数为  $n$ ，那么用

$$\bar{I} = \frac{n}{N}$$

作为概率积分的近似值，即

$$I \approx \frac{n}{N}$$

(2) 如果要计算的定积分为  $I = \int_a^b f(x)dx$ ，其中  $a, b$  为有限数，但被积函数  $f(x)$  不是某随机变量的的概率密度函数。在这种情况下，当然我们可以对积分作变换，将积分变换成满足 (1) 的条件。但在变换以后，需要产生新的分布随机变量，因此常会遇到很多困难和比较复杂的计算。

上述求积方法需要产生给定分布的随机变量，它适合于解决特殊类型的概率积分。如果只用随机数完成随机投点，那么，下面的方法可以解决较为广泛的一类积分问题。

(3) 设  $f(x)$  是  $[0,1]$  上的连续函数，且  $0 \leq f(x) \leq 1$ ，需计算积分  $I = \int_a^b f(x)dx$ ，如下图所示阴影部分的面积。

在图中单位正方形内均匀地投点  $(\zeta, \eta)$ ，则该随机点落入曲线  $y = f(x)$  下面的概率为

$$P\{y \leq f(x)\} = \int_0^1 f(x)dx = I$$

因此，给出如下 **Monte Carlo** 近似求积算法：

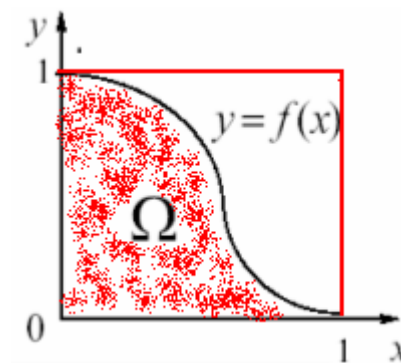
**step1:** 产生两组  $[0, 1]$  区间内的随机数  $x_i, y_i, i = 1, 2, \dots, N$ ，并把  $(x_i, y_i)$  作为随机点  $(\zeta, \eta)$  的可取坐标；

**step2:** 检查  $(x_i, y_i)$  是否落入  $\Omega$  内，如果条件  $y_i \leq f(x_i)$  满足，则记录  $(x_i, y_i)$  落入积分区间一次。

假设在  $N$  次实验以中，落入  $\Omega$  内总次数为  $n$ ，那么量

$$\bar{I} = \frac{n}{N}$$

近似等于随机点落入  $\Omega$  内的概率，即



$$I \approx \frac{n}{N}$$

假如所需计算积分  $I = \int_a^b f(x)dx$ ，其中  $a, b$  为有限数，被积函数  $f(x)$  有界，并用  $M$  和  $m$  分别表示其最大值和最小值。作变换  $x = a + (b-a)x^*$ ， $f^*(x^*) = \frac{1}{M-m}[f(a+(b-a)x^* - m)]$ ，此时

$$I = (M-m)(b-a) \int_0^1 f^*(x)dx + m(b-a)$$

且有  $0 \leq f^*(x^*) \leq 1, x \in [0,1]$ ，即转化为上面讨论过的情况。

## 4. 2 平均值法

任取一组相互独立、同分布的随机变量  $\{\xi_i\}$ ， $\xi_i$  在  $[a,b]$  内服从分布率  $p(x)$ ，令  $p^*(x) = \frac{f(x)}{p(x)}$ ，则  $\{p^*(\xi_i)\}$

也是一组相互独立、同分布的随机变量，而且

$$E\{p^*(\xi_i)\} = \int_a^b p^*(x)p(x)dx = \int_a^b f(x)dx = I$$

由强大数定理

$$P\left(\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p^*(\xi_i) = I\right) = 1$$

若记  $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p^*(\xi_i) = \bar{I}$ ，则  $\bar{I}$  依概率 1 收敛到  $I$ ，平均值法就是用  $\bar{I}$  作为  $I$  的近似值。

假如所需计算积分为  $I = \int_a^b f(x)dx$ ，其中被积函数在  $[a, b]$  内可积，任意选择一个有简单办法可以进行

抽样的概率密度函数  $p(x)$ ，使其满足条件：

●  $p(x) \neq 0$ , 当  $f(x) \neq 0$  时 ( $a \leq x \leq b$ )

●  $\int_a^b p(x)dx = 1$

记  $p^*(x) = \begin{cases} \frac{f(x)}{p(x)}, & p(x) \neq 0, \\ 0, & p(x) = 0. \end{cases}$  则所求积分为

$$I = \int_a^b p^*(x)p(x)dx$$



因而 **Monte Carlo** 近似求积算法为:

**step1:** 产生服从分布律  $p(x)$  的随机数  $x_i, i = 1, 2, \dots, N$ ;

**step2:** 计算均值  $\bar{I} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p^*(\xi_i)$ , 即有  $\bar{I} \approx I$ 。

如果  $a, b$  为有限数, 那么  $p(x)$  可以取为均匀分布:

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

此时  $I = (b-a) \int_a^b f(x) \frac{1}{b-a} dx$ , 具体的算法为:

**step1:** 产生  $[a, b]$  上的均匀随机数  $x_i, i = 1, 2, \dots, N$ ;

**step2:** 计算均值  $\bar{I} = \frac{(b-a)}{N} \sum_{i=1}^N f(x_i)$ , 且有  $I \cong \bar{I}$ 。

### 4. 3 多重积分的计算

根据上面定积分的 **Monte carlo** 计算方法，我们可以很容易地将它推广到  $n(n \geq 2)$  重积分的近似计算。为了避免重复，在此只给出具体的二重和三重积分计算公式。

- 二重积分的计算

$$\iint_D f(x, y) dx dy \cong \frac{|D|}{N} \sum_{i=1}^N f(x_i, y_i)$$

其中， $(x_i, y_i)$  是平面区域 **D** 中的均匀分布的 **N** 个独立选取的随机点列， $|D|$  表示区域 **D** 的面积。

- 三重积分的计算

$$\iiint_{\Omega} f(x, y, z) dx dy dz \cong \frac{|\Omega|}{N} \sum_{i=1}^N f(x_i, y_i, z_i)$$

其中， $(x_i, y_i, z_i)$  是空间区域  $\Omega$  中的均匀分布的 **N** 个独立选取的随机点列， $|\Omega|$  表示区域的  $\Omega$  体积。

很显然，该方法特别适合于多重积分，特别是积分区域比较复杂的重积分计算。

#### 4. 4 误差估计

**Monte Carlo** 求积方法常常以某个随机变量  $\theta$  的简单子样  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_N$  的算术平均值  $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \theta_i = \bar{\theta}$  作为积分  $I$  的近似值, 由强大数定理知道, 如果随机变量序列  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_N$  相互独立、同分布、期望值存在, 那么当  $N \rightarrow \infty$  时,  $\bar{\theta}$  以概率 1 收敛到  $I$ 。按照中心极限定理, 只要随机变量序列  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_N$  相互独立、同分布、数学期望存在, 且具有有限标准差  $\sigma \neq 0$ , 那么, 当  $N \rightarrow \infty$  时, 随机变量

$$Y = \frac{\bar{\theta} - I}{\sigma / \sqrt{N}}$$

渐进地服从标准正态分布  $N(0,1)$ , 即

$$P(Y < t_\alpha) \cong \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{t_\alpha} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

因此, 对任何  $t_\alpha > 0$ ,

$$P(|Y| < t_\alpha) = P\left(|\bar{\theta} - I| < \frac{t_\alpha \sigma}{\sqrt{N}}\right) \cong \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{t_\alpha} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 1 - \alpha$$

这表示, 不等式  $|\bar{\theta} - I| < \frac{t_\alpha \sigma}{\sqrt{N}}$  成立的概率近似地等于  $1 - \alpha$ 。其中当  $\alpha$  很小时,  $\alpha$  称为显著水平,  $1 - \alpha$  称为

置信水平。因此 **Monte Carlo** 方法的误差  $\varepsilon$  可以写为

$$\varepsilon = \frac{t_{\alpha} \sigma}{\sqrt{N}}$$

由此可以确定，对于给定的  $\varepsilon$ ， $N$  的值应取为（在概率意义下的统计估计值）

$$N = \frac{t_{\alpha}^2 \sigma^2}{\varepsilon^2}$$

但是，在一般意义下，我们无法知道理论值  $\sigma$ ，所以在实际计算中，只能用标准差的近似估计值  $\bar{\sigma}$  来

代替  $\sigma$ 。具体地说，对于随机投点法， $\bar{\sigma} = \sqrt{\bar{I}(1-\bar{I})}$ ；对于平均值法， $\bar{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p^{*2}(x_i) - (\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p^*(x_i))^2}$ 。

## 5. 库存管理问题

某种商品进货价格为  $a$  元，出售价格为  $b$  元，假设对该商品每天早晨进货配齐  $n$  个，每日顾客相互独立地到来，平均每日  $m$  人，且服从普阿松（Poisson）分布  $P(k) = \frac{m^k e^{-m}}{k!}$ ，其中  $k$  为每日到来的人数。问当  $a=2$ 、 $b=3$ 、 $m=10$  时，每天早晨该商品备齐多少个可得到最大利润。

假设购买此商品的顾客每人只购一个，而且备齐的商品如果当天卖不出去则不可在第二天出售，若用  $a(n, k)$  表示顾客为  $k$  人时的日利润，则

$$a(n, k) = \begin{cases} kb - na, & k < n \\ nb - na, & k \geq n \end{cases}$$

利用 MATLAB 给定的 Poisson 随机数产生函数 `poissrnd`，生成含有  $N$  个元素随机数序列  $\{k_i\}_{i=1}^N$ ，这样

平均利润为  $\frac{\sum_{i=1}^N a(n, k_i)}{N}$ 。下面给出了 MATLAB 程序：

```
function y=lirun(a,b,m,n,N)
% N 为产生随机数的个数
total=0; %total 为总利润
rand('state',sum(100*clock));
randnumber=poissrnd(m,N,1); %产生 Poisson 随机数
for i=1:N
    if randnumber(i)<n
        total=total+randnumber(i)*b-n*a;
    else
        total=total+n*b-n*a;
    end
end
y=total/N; %y 为平均利润
```

实际上，上述是用 **Monte Carlo** 方法计算出的结果，当然，我们也可以利用如下方法精确计算每日的平均利润。即平均利润  $A(n)$  为

$$A(n) = \sum_{k=0}^{\infty} a(n,k)P(k) = \sum_{k=0}^{n-1} (kb - na)P(k) + \sum_{k=n}^{\infty} (nb - na)P(k)$$

由于  $\sum_{k=0}^{\infty} P(k) = 1$ ，上式可以进一步表示为

$$A(n) = \sum_{k=0}^{n-1} (k - n)bP(k) + n(b - a)$$

**MATLAB** 程序如下

```
function y=pp(a,b,n,m)

summ=n*(b-a);

for k=0:n-1

summ=summ+(k-n)*b*poisspdf(k,m); %poisspdf 为 Poission 分布律

end
```

**y=summ;**

其结果为

<b>n</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>9</b>	<b>10</b>	<b>11</b>	<b>12</b>	<b>13</b>	<b>14</b>	<b>15</b>
平均 利润	<b>5.6880</b>	<b>6.1840</b>	<b>6.7280</b>	<b>6.8160</b>	<b>5.5840</b>	<b>5.0000</b>	<b>4.0800</b>	<b>2.8480</b>	<b>1.4000</b>	<b>-0.3120</b>
精确 值	<b>5.6700</b>	<b>6.2796</b>	<b>6.6189</b>	<b>6.6205</b>	<b>6.2467</b>	<b>5.4976</b>	<b>4.4073</b>	<b>3.0326</b>	<b>1.4392</b>	<b>-0.3104</b>

从上表可以看出，当每天进货 9 个时，利润最大，此时精确值和利用 **Monte Carlo** 方法得到的结果相同，但具体的利润有些差异。



### 【练习与思考】

1. 利用 Monte Carlo 方法，模拟掷骰子各面出现的概率。
2. 编写一个福利彩票电脑选号的程序。
3. 用 Monte Carlo 求积方法，计算定积分  $\int_0^{\pi} e^x \sin^2 x dx$  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。
4. 用 Monte Carlo 求积方法，计算二重积分  $\int_1^2 dx \int_2^3 e^{x-y} dy$  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。
5. 使用 Monte Carlo 方法求曲面  $x^2 + y^2 + z^2 \leq 1$  所围成的体积。
6. 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，计算炮弹落在椭圆形区域内的概率。

7. 某企业生产易变质的产品，每天生成的产品必须当天售出，否则就会变质。该产品的单位成本为 2.5 元，单位产品的售价为 5 元。市场对该产品的每天需求量是一随机变量，且服从正态分布  $N(135, 22.4^2)$ 。企业为了避免存货过多而造成损失，拟从以下两个方案中选出一个较优的方案。

方案 1：按前一天的销售量作为当天的货存量；

方案 2：按前两天的平均销售量作为当天的货存量。

试用 Monte Carlo 方法确定该选择以上哪一种方案？