

计算物理第十三次实验报告

曾郅琛 PB20071431

1 实验要求

2 算法与理论分析

2.1 不同权重函数平稳分布 $p(x)$ 下的统计量求积分

2.1.1 权重函数 $p(x) = f(x)$

2.1.2 权重函数 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$

2.2 算法描述

3 误差分析

3.1 积分误差随 γ 的变化分析($N = 10^6$)

3.1.1 权重函数 $p(x) = f(x)$

3.1.2 权重函数 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$

3.1.3 定性分析

3.2 积分误差随 N 的变化分析($\gamma = 3.0$)

3.2.1 权重函数 $p(x) = f(x)$

3.2.2 权重函数 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$

3.2.3 定性分析

4 效率分析

4.1 积分效率随 γ 的变化分析($N = 10^6$)

4.1.1 权重函数 $p(x) = f(x)$

4.1.2 权重函数 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$

4.1.3 定性分析

4.2 积分效率随 N 的变化分析($\gamma = 3.0$)

4.2.1 权重函数 $p(x) = f(x)$

4.2.2 权重函数 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$

4.2.3 定性分析

5 在不同 γ 取值下对于两种权重函数对Error/Efficiency影响

5.1 第一种权重函数

5.2 第二种权重函数

6 总结

摘要：本次实验尝试使用Metropolis-Hasting抽样方法计算积分，并在不同的权重函数下讨论计算精度与结果。其中代码部分主要在C++和Python中完成。

1 实验要求

用Metropolis-Hasting抽样方法计算积分：

$$I = \int_0^{\infty} (x - \alpha\beta)^2 f(x) dx = \alpha\beta^2 \quad (1)$$

$$\text{and } f(x) = \frac{1}{\beta\Gamma(\alpha)} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left(\frac{-x}{\beta}\right) \quad (2)$$

设积分的权重函数为： $p(x) = f(x)$, $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$, 给定参数 α, β , 并用不同的 γ 值, 分别计算积分, 讨论计算精度和效率。

2 算法与理论分析

2.1 不同权重函数平稳分布 $p(x)$ 下的统计量求积分

2.1.1 权重函数 $p(x) = f(x)$

对于 $p(x) = f(x)$, 我们可以知道：

$$\int_0^{\infty} p(x) dx = \int_0^{\infty} \frac{1}{\beta\Gamma(\alpha)} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left(\frac{-x}{\beta}\right) dx = 1 \quad (3)$$

根据上课讲到的Metropolis-Hasting方法, 设 T 与初态无关且非对称：

$$T_{ij} = T(x \rightarrow x') = T(x') = 0.5 \exp(-x'/\gamma) \quad (4)$$

利用直接抽样法, 初始设为 $x_0 = 1$

$$x' = -\gamma \ln R_0 \quad (5)$$

其中 R 为 $[0,1]$ 上均匀分布的随机数, 由此抽取分布在 $(0, \infty)$ 的 x' .

$$\frac{p_j T_{ji}}{p_i T_{ij}} \equiv r = \left(\frac{x'}{x_i}\right)^{\alpha-1} \exp[-(x' - x_i)/\beta] \exp[(x' - x_i)/\gamma] \quad (6)$$

r 的大小来决定接受概率, 从而得到下一步的 x_{i+1} , 其中 R_1 为另一用来舍选的随机数：

$$x_{i+1} = \begin{cases} x' & R_1 < \min(1, r) \\ x_i & R_1 > \min(1, r) \end{cases} \quad (7)$$

故, 此种情况下蒙特卡罗统计量为：

$$I = \frac{1}{N_{sam}} \sum_{i=1}^{N_{sam}} (x_i - \alpha\beta)^2 \quad (8)$$

N_{sam} 的含义在于, 我们在进行Metropolis-Hasting抽样方法计算积分时, 开始的抽样需要进行预热处理, 去除前面热化阶段引入的参数, 确保Markov链达到平稳分布, 所以我们只统计在去热化之后的抽样计数。

2.1.2 权重函数 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$

对于 $p(x) = f(x)$, 我们可以知道, 该权重函数即为我们需要计算的被积函数：

$$\int_0^{\infty} p(x) dx = \int_0^{\infty} (x - \alpha\beta)^2 \frac{1}{\beta\Gamma(\alpha)} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left(\frac{-x}{\beta}\right) dx = \alpha\beta^2 \quad (9)$$

于是，我们发现这一权重函数下，自身并没有归一化处理，我们不能直接对它作为抽样函数抽样，在此我提出了一个归一化计算方法：

- 既然如此，我们可以考虑直接利用积分结果进行隐式的归一化处理：

$$p'(x) = \frac{p(x)}{\int_0^\infty p(x)dx} \quad (10)$$

- 按照 $p'(x)$ 对随机数进行抽样抽取过程如2.1.1中描述；
- 在此种方法下，蒙特卡洛统计量是对 $(x_i - \alpha\beta)^{-2}$ 进行统计平均，得到的值与最终积分值相关，证明如下：

$$\frac{1}{N_{sam}} \sum_{i=1}^{N_{sam}} \frac{1}{(x_i - \alpha\beta)^2} \rightarrow \int_0^\infty \frac{p'(x)}{(x - \alpha\beta)^2} dx = \int_0^\infty \frac{p(x)}{\int_0^\infty p(x)dx} \frac{1}{(x - \alpha\beta)^2} dx \quad (11)$$

而我们选取的 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$ ，代入上式得到：

$$\frac{1}{N_{sam}} \sum_{i=1}^{N_{sam}} \frac{1}{(x_i - \alpha\beta)^2} \rightarrow \frac{1}{\int_0^\infty p(x)dx} \int_0^\infty f(x)dx = \frac{1}{\int_0^\infty p(x)dx} = \frac{1}{I} \quad (12)$$

这样我们需要计算的积分可以通过抽样计算得到：

$$I \approx \frac{1}{\frac{1}{N_{sam}} \sum_{i=1}^{N_{sam}} \frac{1}{(x_i - \alpha\beta)^2}} \quad (13)$$

- 值得注意的是，我们在抽样时需要注意到 $(x_i - \alpha\beta)^2$ 作为分母不能为0，所以我在程序代码中也对这一小概率事件进行了约束。但事实上（讲道理）有两点可以忽略这一问题：
 1. 由于 $x_i \in (0, \infty)$ ，而 $\alpha\beta$ 为实数域上一个点，其测度为0，在我们选取抽样点仍为有限值时，这一问题几乎可以忽略；
 2. 在计算机中无论是float还是double类型，都存在精度的舍入误差，所以我们并不担心 $(x_i - \alpha\beta)^2$ 的取值恰为0，这又是另一个原因了。

但为了严谨起见，我们还是防止这一现象的产生做好了充足准备；

2.2 算法描述

- `double function1(double a, double b, double alpha, double beta, double gamma)`
 - 描述 $p(x) = f(x)$ 时， $p_j T_{ji} / p_i T_{ij}$ 的计算函数式子；
- `double function2(double a, double b, double alpha, double beta, double gamma)`
 - 描述 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$ 时， $p_j T_{ji} / p_i T_{ij}$ 的计算函数式子；
- `void Metropolis_Hasting_Sampling_1(double alpha, double beta, double gamma, int N)`
 - 对于第一种权重函数的Metropolis_Hasting_Sampling过程
- `void Metropolis_Hasting_Sampling_2(double alpha, double beta, double gamma, int N)`
 - 对于第二种权重函数的Metropolis_Hasting_Sampling过程
- 探讨gamma与精度、效率关系中，gamma取值从0~2每0.1取一个点，2~200每1取一个点；
- 探讨抽样点N与精度、效率关系中，N从 10^2 到 10^8 每一个数量级取一个点；

3 误差分析

3.1 积分误差随 γ 的变化分析($N = 10^6$)

误差函数:

$$Error = |I(\gamma) - \alpha\beta^2| \quad (14)$$

在实验过程中, 我们始终选取 $\alpha = 2, \beta = 1$, 而在探讨积分误差时, 采样点个数选为 $N = 10^6$:

3.1.1 权重函数 $p(x) = f(x)$

对于第一个权重函数, 我们运行 `void Metropolis_Hasting_Sampling_1(double alpha, double beta, double gamma, int N)` 函数, 并将结果存在txt文件中, *python*绘图如下。

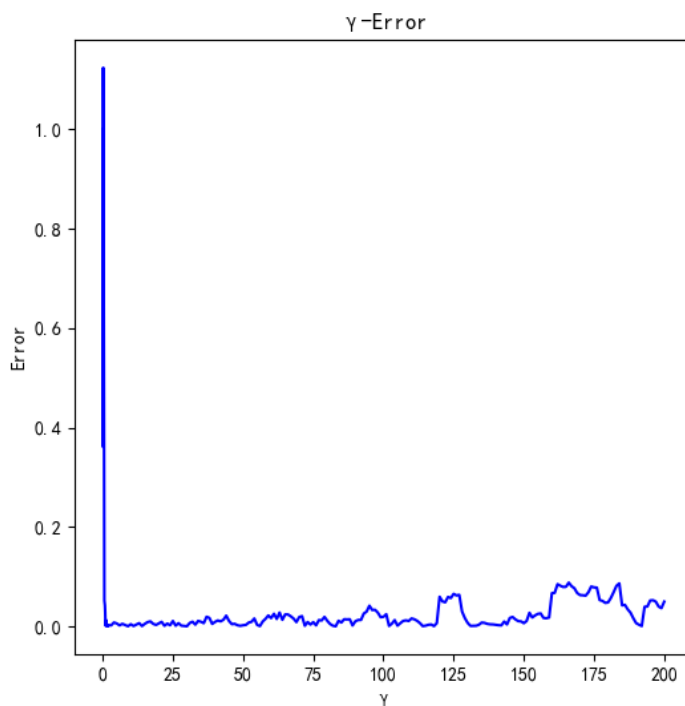


图1: γ ——误差关系图(第一种权重函数情况)

3.1.2 权重函数 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$

对于第二个权重函数, 我们运行 `void Metropolis_Hasting_Sampling_2(double alpha, double beta, double gamma, int N)` 函数, 并将结果存在txt文件中, *python*绘图如下:

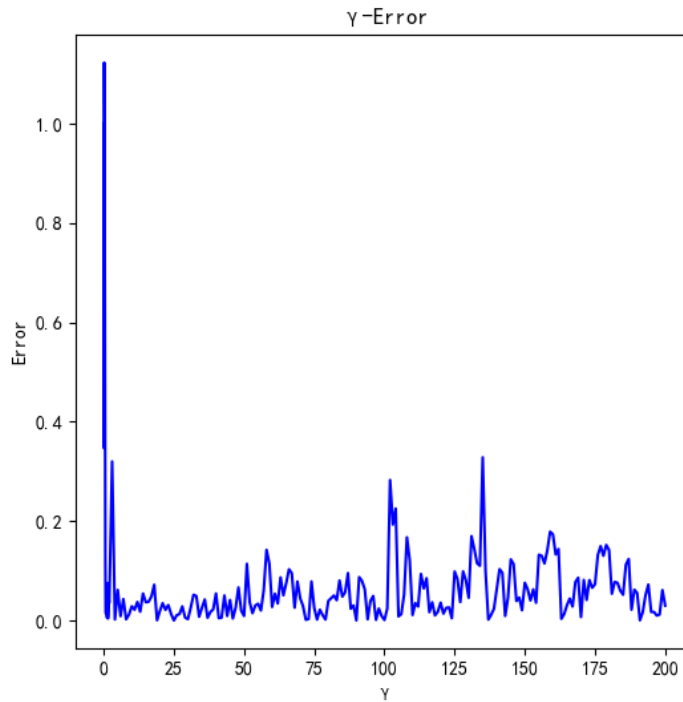


图2: γ ——误差关系图(第二种权重函数情况)

3.1.3 定性分析

由图1，图2分析在不同权重函数下 γ ——误差的共性与不同点：

- 共性：

当 $\alpha = 2, \beta = 1, N = 10^6$ 时， γ 在开始取很小值（0~1）范围内，计算积分的误差很大；从1到5左右误差迅速减小到趋于0，在5到75之间误差在0附近涨落，当 γ 值很大时之后，误差在振荡幅度越来越大。

— 具体定性分析如下：

1. γ 的取值与每次试探更新的步长正相关，故而在一条“光滑曲线”中通过寻找最低点必然与步长有关；
2. 当 γ 太小时步长过小，导致系统容易局限在局域最低点而达不到整个曲线的 $global$ 最小值，即很难达到 $Markov chain$ 的整体平稳分布，产生较大误差；
3. 当 γ 太大时步长过大，Metropolis抽样系统一方面容易越过但不进入整个曲线的 $global$ 最小值，造成较大误差；另一方面，在后面的分析效率过程中[3.2](#)可以看出，此时效率也就是接受率很小，即系统大概率留在原来的非平稳位置，所以造成很难到达 $Markov chain$ 的整体平稳分布，产生较大误差；

- 不同点：

1. 对于第一种权重函数，可以直观看到，与第二种相比整体误差更小；
2. 第一种权重函数误差的涨落更趋向于稳定；

原因分析如下：

- (a) 当权重函数取第一种时，其自身已经是归一化好的函数，自身函数性质也更稳定；
- (b) 第二种权重函数的归一化过程为人为构造的过程，里面并没有包含数学运算而是一些假定的推导，同时我们在计算时取了两次倒数，导致在此过程中产生了较大的舍入误差，在经过 10^6 步累计后，计算机的精度误差不断放大，导致原始误差会产生更大的涨落项，因而效果不如第一种权重函数。

3.2 积分误差随 N 的变化分析($\gamma = 3.0$)

误差函数如(14)式所描述:

在实验过程中,我们始终选取 $\alpha = 2, \beta = 1$,而在探讨积分误差时, $\gamma = 3.0$:

同时我们在处理误差与 N 关系曲线时,选取对数曲线来验证 $Error \propto O(N^{-1/2})$ 关系,进而通过中心极限定理和大数定理证明权重抽样过程的合理性,在程序中利用`python`线性拟合数据点,并将拟合直线打印在图片中:

3.2.1 权重函数 $p(x) = f(x)$

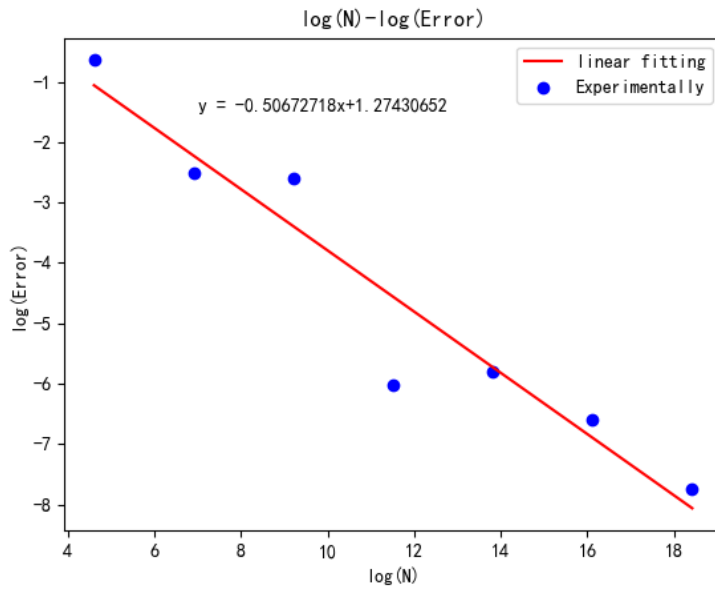


图3: N ——误差关系图(第一种权重函数情况)

3.2.2 权重函数 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$

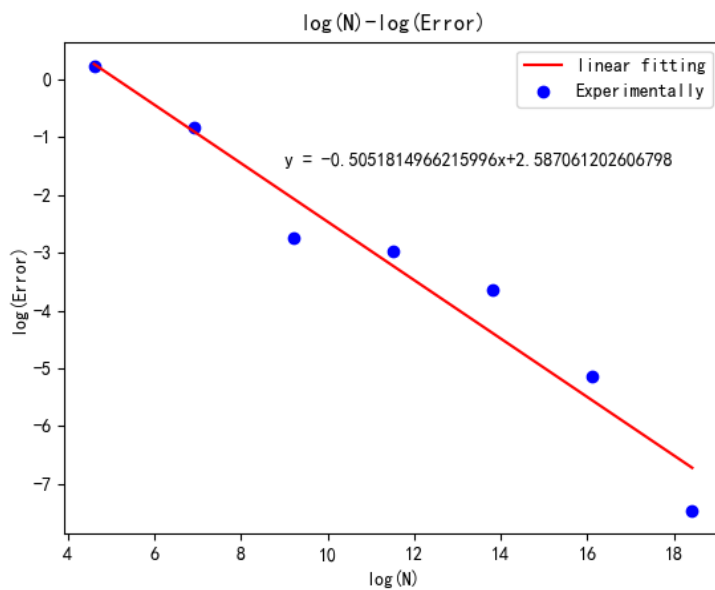


图4: N ——误差关系图(第二种权重函数情况)

3.2.3 定性分析

如上所说，选取对数曲线来验证 $Error \propto O(N^{-1/2})$ 关系，进而通过中心极限定理和大数定理证明权重抽样过程的合理性。由图3，4可得，在两种权重函数下，误差与N的关系都能很好的接近中心极限定理：

理论	第一种权重函数	第二种权重函数
-0.5	-0.50673	-0.50518

与理论表达式都吻合较好

$$Error \propto O(N^{-1/2}) \quad (15)$$

4 效率分析

4.1 积分效率随 γ 的变化分析($N = 10^6$)

积分效率定义为接受抽样得到新的Markov链点与总抽样点之比：

$$\eta = N_{accept}/N_{total} \quad (16)$$

在实验过程中，我们始终选取 $\alpha = 2, \beta = 1$ ，而在探讨积分效率时，采样点个数选为 $N = 10^6$ ：

4.1.1 权重函数 $p(x) = f(x)$

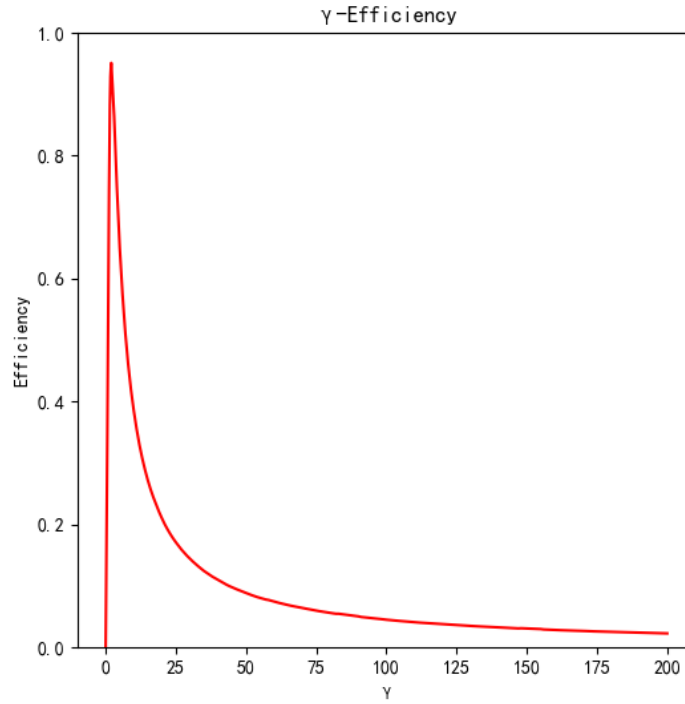


图5: γ —效率关系图(第一种权重函数情况)

4.1.2 权重函数 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$

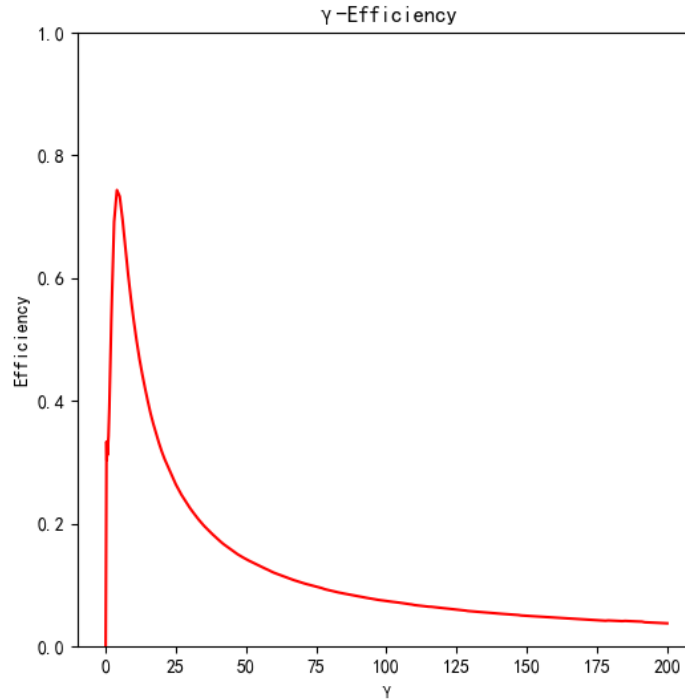


图6: γ ——效率关系图(第二种权重函数情况)

4.1.3 定性分析

由图5, 图6分析在不同权重函数下 γ ——效率的共性与不同点:

- 共性:

当 $\alpha = 2, \beta = 1, N = 10^6$ 时, γ ——效率曲线呈现尖峰的形状, γ 在开始取值在0~3范围内, 积分的效率随着 γ 增大而增大; 当 $\gamma > 3$ 左右时之后, 积分效率迅速减小到接近于0;

具体定性分析如下:

1. γ 的取值与每次试探更新的步长正相关, 故而在一条“光滑曲线”中通过寻找最低点必然与步长有关;
2. 当 γ 太小时步长过小, 导致系统容易局限在局域最低点而达不到整个曲线的 $global$ 最小值, 即很难达到 *Markov chain*的整体平稳分布, 所以在不断抽样过程中很难继续向者整体最低点前进, 对抽样效率产生较大影响;
3. 当 γ 太大时步长过大, Metropolis抽样系统一方面容易越过但不进入整个曲线的 $global$ 最小值, 出现跳跃或者不动的状态, 故而此时效率很小。

- 不同点:

1. 与第二种相比, 对于第一种权重函数整体效率更高, 最高值达到了95%;
2. 第二种权重函数误差的整体效率更低, 最高值不到80%;

原因分析如下:

- (a) 当权重函数取第一种时, 为已知函数分布, 在抽样过程中更接近分布;
- (b) 第二种权重函数就是所求积分自身被积函数, 与已知函数分布相比分布不太稳定, 因而效果不如第一种权重函数。

4.2 积分效率随 N 的变化分析($\gamma = 3.0$)

在实验过程中, 我们始终选取 $\alpha = 2, \beta = 1$, 而在探讨积分效率时, 采样点个数选为 $\gamma = 3.0$:

4.2.1 权重函数 $p(x) = f(x)$

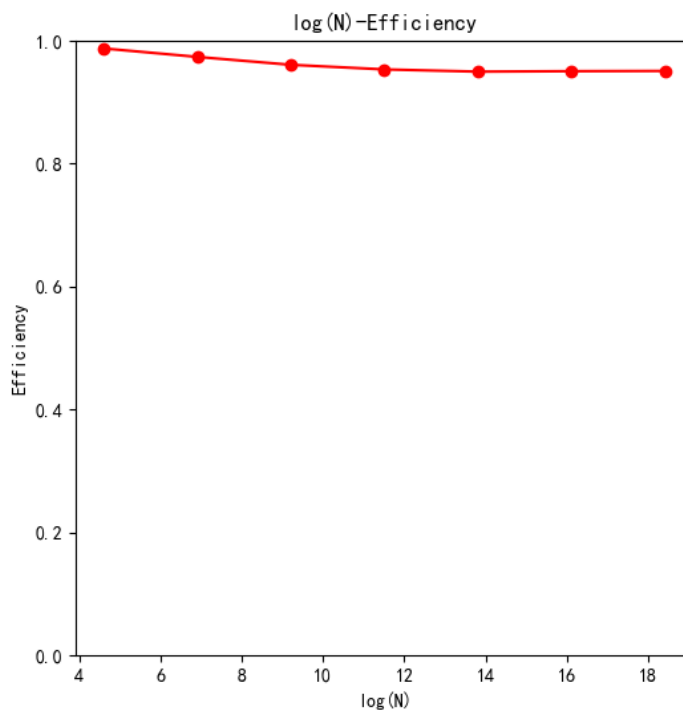


图7: N ——效率关系图(第一种权重函数情况)

4.2.2 权重函数 $p(x) = (x - \alpha\beta)^2 f(x)$

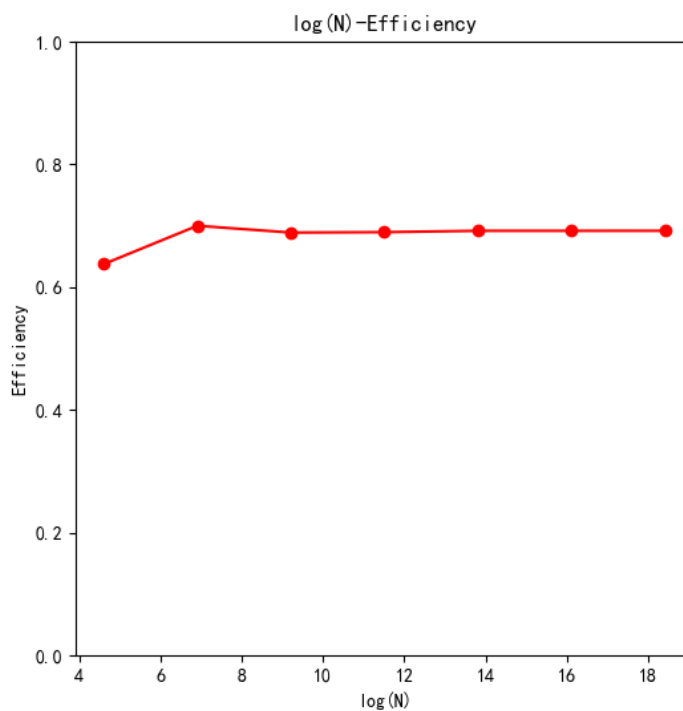


图8: N ——效率关系图(第二种权重函数情况)

4.2.3 定性分析

随着N的增大抽样效率越发趋向于某个特定数，这正是中心极限定理的作用，在N很大时更接近理论情况。

另外，我们可以看到，第一种权重函数抽样效率明显好于第二种权重函数：

- 第一种情况最终稳定在95.1%附近；
- 第二种情况最终稳定在69.2%附近；

5 在不同 γ 取值下对于两种权重函数对Error/Efficiency影响

5.1 第一种权重函数

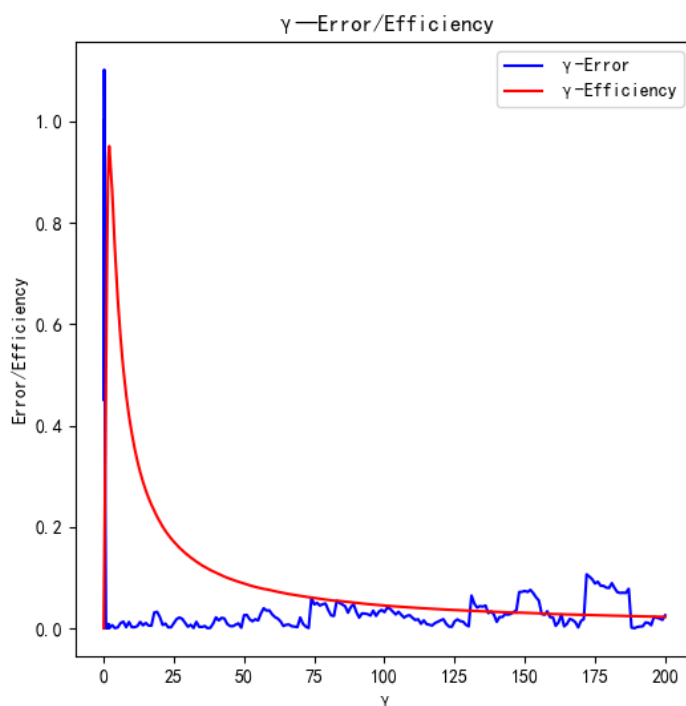


图9: γ ——误差/效率关系图(第一种权重函数情况)

由此看出，我们应该选用1~10左右范围内的 γ ，从而保证效率较高的情况下，误差尽可能较小；

5.2 第二种权重函数

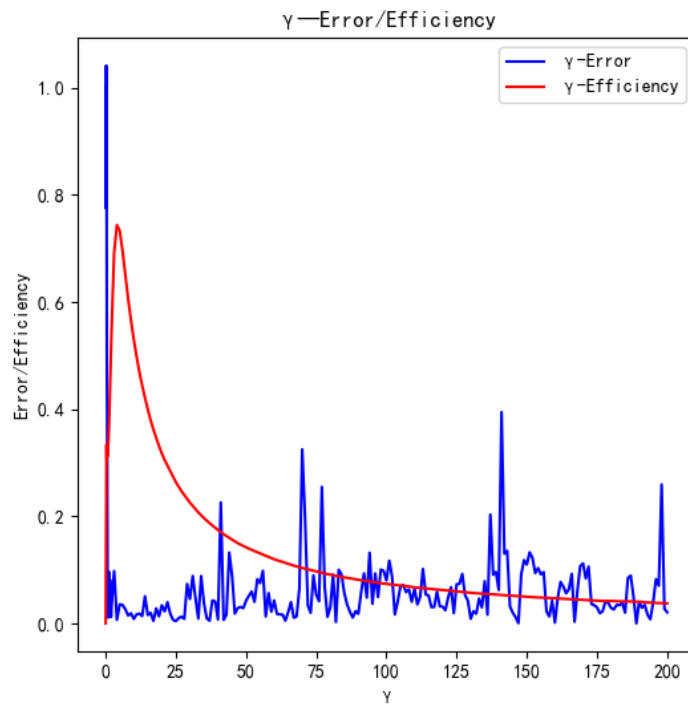


图9: γ ——误差/效率关系图(第二种权重函数情况)

由此看出，我们应该选用3~10左右范围内的 γ ，从而保证效率较高的情况下，误差尽可能较小；

具体选取应该更精细地讨论，在此由于时间原因不做详细展开。

6 总结

通过本次实验学会了Metropolis重要抽样以及解决在未归一化情况下权重函数的处理，实验进行较为顺利。