2019302030053-胡哲-第二

次作业

第四章习题

H3 5-3

首先利用简单蒙特卡洛方法计算模拟值,对于指数分布方法,利用rexp函数生成服从指数分布的随机数,再根据其中<=0.5的比例利用示性函数方法求估计值。

之后用SSE方法求其方差

```
#### 5-3 ####
m <- 1e4
# 均匀分布取样
estimate.unif <- function () {</pre>
  g <- function (y) {
    exp(-y)
  xs <- g(runif(m, 0, 0.5))
  var <- var(xs)/m # 计算方差
  theta.hat \leftarrow mean(xs) * 1/2
  return(data.frame(theta.hat, var))
}
# 指数分布取样
estimate.exp <- function () {</pre>
  # theta.hat <- pexp(0.5, rate <- 1) - pexp(0, rate <- 1)<-pexp(0.5, rate<-1)</pre>
  y \leftarrow rexp(m, rate \leftarrow 1) \leftarrow 0.5
  var <- var(y)/m # 注意在对逻辑数据做数值运算时, R默认将其转换为01
```

```
theta.hat <- mean(y)
return(data.frame(theta.hat, var))
}

estimate.unif()
estimate.exp()
# 指数分布抽样方差更高 这里用的是SSE
```

输出结果分别为:

```
theta.hat var
1 0.3927496 1.262505e-06 #均匀分布抽样
theta.hat var
1 0.3914 2.382299e-05 #指数分布抽样
```

可见指数分布方法计算所得方差更多,原因应该是指数分布的取样范围是[0,1],而均匀分布的取样范围是[0,0.5]

H3 5-6

对偶变量法方差:

$$egin{split} Var(e^U+e^{1-U}) &= Var(e^U) + Var(e^{1-U}) + 2Cov(e^U,e^{1-U}) \ &= rac{e^2-1}{2} - (e-1)^2 + rac{e^2-1}{2} - (e-1)^2 + 2(3e-e^2-1) \ &pprox 0.2420 + 0.2420 - 0.4684 \ &= 0.0156 \end{split}$$

简单的蒙特卡洛模型的方差:

$$Var(g(U)) = Var(e^U) \approx 0.2420$$

所以方差减少的百分比为 $1-0.0156/0.2420\approx 93.6\%$

```
#### 5-6, 5-7 ####
m <- 1e4

estimate.5_7 <- function(){
    x <- runif(m, min=0, max=1)
    theta.hat <- mean(exp(x)) # the simple Monte Carlo method
    x1 <- runif(m/2, min=0, max=1)
    theta_.hat <- (mean(exp(x1))+mean(exp(1-x1)))/2 # antithetic variate approach
    true <- exp(1)-1
    c(theta.hat,theta_.hat,true)
}
estimate.5_7()</pre>
```

接着5-6用普通方法和对偶变量方法计算估计值,结果如下:

```
# 普通 对偶变量 #真值
1.723539 1.718548 1.718282
```

对偶变量法距离真值更近

E 5-11

$$\hat{\theta}_1$$
 和 $\hat{\theta}_2$ 是 对 立 的 , 所 以 $Var(\hat{\theta}_1) = Var(\hat{\theta}_2)$, $Corr(\hat{\theta}_1,\hat{\theta}_2) = -1$,所 以 $Cov(\hat{\theta}_1,\hat{\theta}_2) = -Var(\hat{\theta}_2)$
 $\hat{\theta}_c = c\hat{\theta}_1 + (1-c)\hat{\theta}_2$
$$Var(\hat{\theta}_c) = c^2Var(\hat{\theta}_1) + (1-c^2)Var(\hat{\theta}_2) + 2c(1-c)Cov(\hat{\theta}_1,\hat{\theta}_2)$$

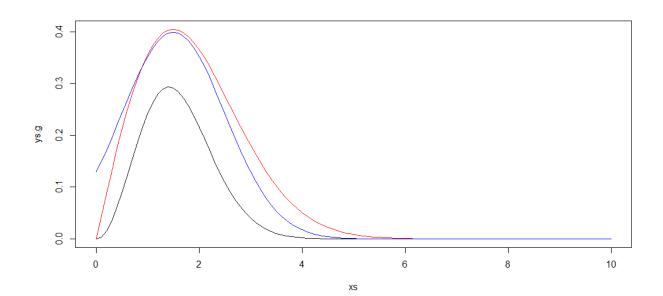
$$= 4c^2Var(\hat{\theta}_2) - 4cVar(\hat{\theta}_2) + Var(\hat{\theta}_2)$$

$$= (4c^2 - 4c + 1)Var(\hat{\theta}_2)$$
 所以,当 $c = \frac{1}{2}$ 时,方差最小,原命题得证

E 5-13

分别生成参数为1.5的瑞利分布密度函数 $f_1(X)$ 和正态分布 $f_2(X)$ 作为近似的重要函数,绘制密度曲线图象查看哪个距离f(x)更近

```
#### 5-13 ####
library(bayesmeta) # 这个包可以生成瑞利分布
g = function(x) {
  x ^2 / sqrt(2*pi) * exp(-x^2/2)
}
xs = seq(0,10,0.1)
ys.g = g(xs)
ys.rayleigh = drayleigh(xs, scale = 1.5)
ys.norm = dnorm(xs, mean = 1.5)
lim = max(c(ys.g, ys.rayleigh, ys.norm))
plot(xs, ys.g, type = "l", ylim = c(0, lim))
lines(xs, ys.rayleigh, col="red", ylim = c(0, lim))
lines(xs, ys.norm, col="blue", ylim = c(0, lim))
# f1(x) = drayleigh(x, scale = 1.5)
\# f2(x) = dnorm(x, mean = 1.5)
# f2 距离g更近,效果应该更好
```



E 5-15

将[0,1] 分成K份。对每一个 j=0,1,..k-1,计算 $\hat{\theta^j}=\int_{j/k}^{j+1/k}e^{-x}/1+x^2dx$ $\theta^=\sum_0^k\hat{\theta^j}$.

```
#### 5-15 ####
M<-1e4
N<-1000
k<-5
# 先利用逆变换方法生成密度函数为f_k (x) 的随机数
# 注意这里的(a,b)对应分的不同层的密度函数
inv_fun<-function(n,a,b){</pre>
u<-runif(n)</pre>
x \leftarrow -\log(\exp(-a) - (\exp(-a) - \exp(-b)) * u)
}
res3<-sapply(1:N,FUN = function(o){</pre>
x<-inv_fun(M,0,1)
M1<-mean((1-exp(-1))/(1+x^2)) #重要抽样
M2<-numeric(k)
for (j in 0:(k-1)){
 a<-j/k
 b < -(j+1)/k
 xj<-inv_fun(M/k,a,b) #生成随机数
 M2[j+1]<-mean((exp(-a)-exp(-b))/(1+xj^2)) #分层重要抽样,注意此时f/g的形式
}
 c(M1, sum(M2))
})
c(var(res3[1,]),var(res3[2,])) #ESE方法估计方差
```

具体细节见代码注释,估计方差如下:

```
● ● ● ● # <u>重要抽样 分层重要抽烟</u> 9.246587e-07 3.095436e-08
```