

第七次作业

PB18000029 舒文炫

目录

6.4 题	1
6.8 题	6
6.11 题	13

6.4 题

(1)

解: 柯西分布的密度函数为

$$f(x|\mu, \lambda) = \frac{\lambda}{\pi[\lambda^2 + (x - \mu)^2]}$$

这里提议分布 $N(X_t, \sigma^2)$ 是对称的, 所以有

$$\alpha(x_t, y) = \min\left\{1, \frac{f(y)}{f(x_t)}\right\} = \min\left\{1, \frac{\lambda^2 + (x_t - \mu)^2}{\lambda^2 + (y - \mu)^2}\right\}$$

下面是随机游动 Metroplis 算法的 R 代码 (基本和书上代码一样), 并且给出代入标准差为 0.05, 0.5, 2.5, 16 之后的拒绝概率和轨迹图

```
set.seed(3)
rwMetro<-function(lambda,mu,sigma,x0,N){
  #lambda,mu 为柯西分布的两个参数
  #sigma 为提议分布标准差
  #x0 为初始值
```

```

#N 为链跑的次数
x<-numeric(N)## 生成一个长为 N 的数组，且每个元素初始化为 0
x[1]<-x0
u<-runif(N)## 创建 (0,1) 均匀分布随机偏差，因为跑了 N 次，所以需要 N 个这样的偏差
k<-0##k 为最终拒绝的个数
for(i in 2:N){## 每次循环与接受概率比较，大就接受，小就舍去
  y<-rnorm(1,x[i-1],sigma)
  if(u[i]<=(lambda^2+(x[i-1]-mu)^2)/(lambda^2+(y-mu)^2))
    x[i]<-y
  else{
    x[i]=x[i-1]
    k=k+1
  }
}
return(list(x=x,k=k))
}

# 下面是代入数据部分
lambda<-1
mu<-0
N<-2000
sigma<-c(0.05,0.5,2.5,16)
x0<-30
cauchy1<-rwMetro(lambda,mu,sigma[1],x0,N)
cauchy2<-rwMetro(lambda,mu,sigma[2],x0,N)
cauchy3<-rwMetro(lambda,mu,sigma[3],x0,N)
cauchy4<-rwMetro(lambda,mu,sigma[4],x0,N)

# 下面计算拒绝概率
print(c(cauchy1$k,cauchy2$k,cauchy3$k,cauchy4$k)/N)

## [1] 0.0025 0.0955 0.4450 0.8100

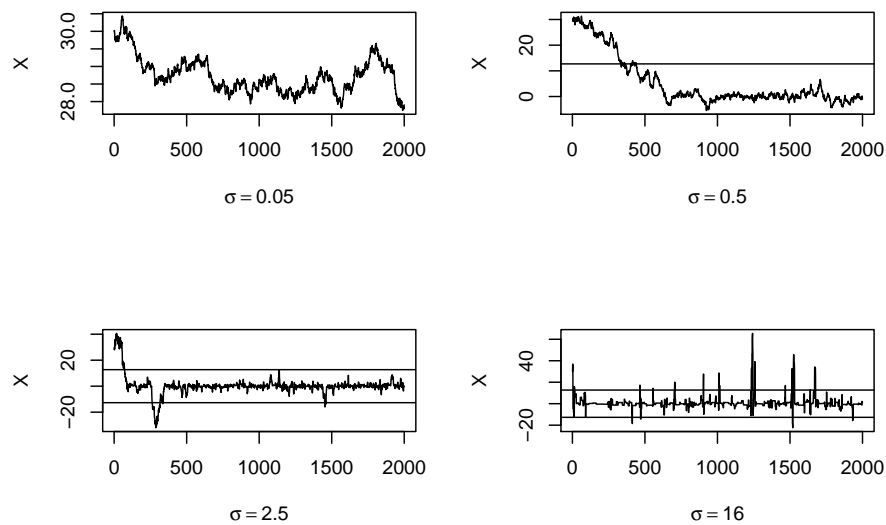
```

可以看到随着 σ 的增大，拒绝的概率也在增大，下面我给出四条链的轨迹图

```

sigma=c(0.05,0.5,2.5,16)
par(mfrow=c(2,2))## 方便比较四个图以 2*2 的形式排列
refline<-qcauchy(c(0.025,0.975))## 标准柯西分布的参考线
cauchyline<-cbind(cauchy1$x,cauchy2$x,cauchy3$x,cauchy4$x)
for(j in 1:4){
  plot(cauchyline[,j],type="l",xlab=bquote(sigma==.(round(sigma[j],3))),ylab="X",ylim=r
  abline(h=refline)
}

```



```

par(mfrow=c(1,1))

```

可以看到 $\sigma = 0.05$ 时，链甚至还没有进入到分布的参考线内，此时离收敛还很远， $\sigma = 0.5$ 时，可以收敛，但是很慢， $\sigma = 2.5$ 时很快就进入了参考线内，可以认为收敛了， $\sigma = 16$ 时接受概率小，虽然看出来收敛，但是效率低，而且这中间还有明显的毛刺，可以认为收敛性最好的是 $\sigma = 2.5$ 时的那条链，下面我们画 QQ 图和直方图

```

N=2000

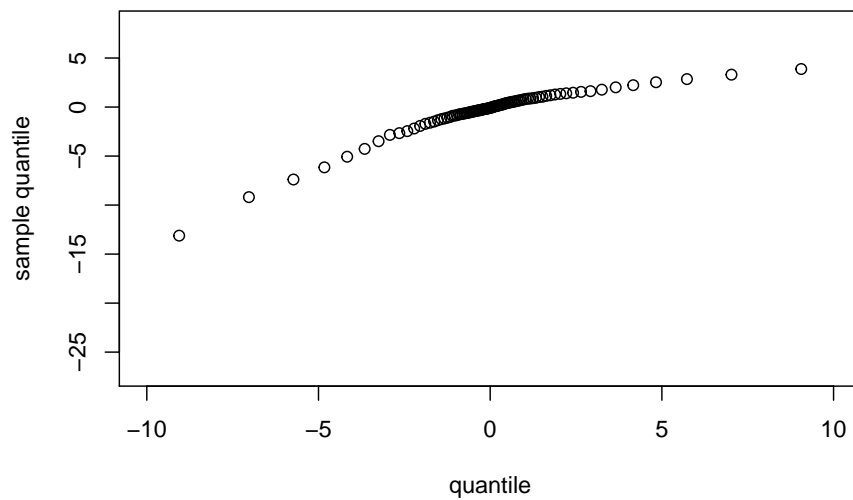
```

```

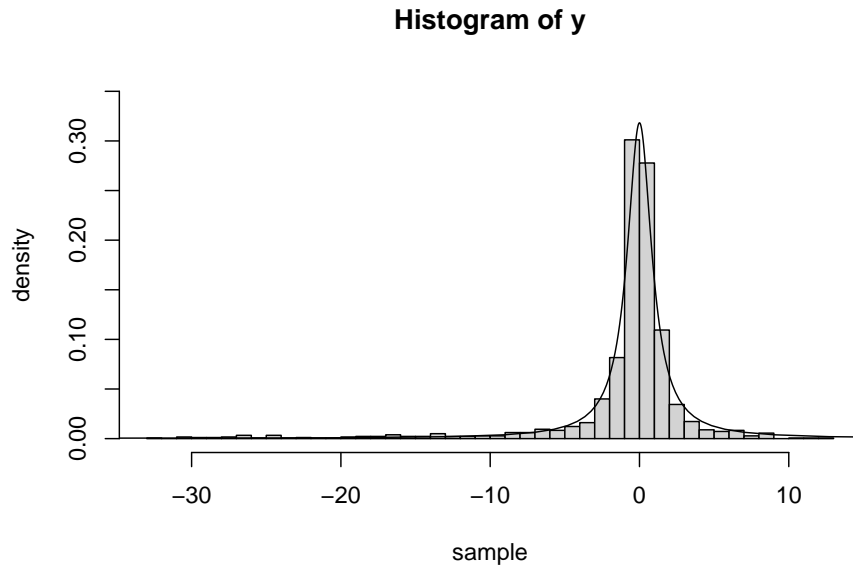
b<-201## 丢掉前 200 个点

```

```
y<-cauchy3$x[b:N]
a<-ppoints(100)##100 个分位点
cauchyref<-qcauchy(a)## 柯西分布分位点参考值
mycauchy<-quantile(y,a)## 我得到的链对应的分位点
qqplot(cauchyref,mycauchy,xlab="quantile",ylab="sample quantile",xlim=c(-10,10))
```



```
hist(y,breaks = "scott",xlab="sample",ylab="density",ylim=c(0,0.35),freq=FALSE)
lines(cauchyref,dcauchy(cauchyref))
```



可以看到 qq 图近似一条直线，且直方图来看也是符合这个趋势的

(2)

这里丢掉前 1000 个值，用列表表示分位数如下，一般比较分位数不会去找 0 和 1 对应的，我们会取 0.05 和 0.95

```
N<-2000
b<-1001## 丢掉前 1000 个
a<-c(0.05,seq(0.1,0.9,0.1),0.95)## 各个十分位数
cauchyref<-qcauchy(a)## 参考十分位数
discauchyline<-cauchyline[b:N,]## 丢弃前 1000 个后的链
mycauchy1<-quantile(discauchyline[,1],a)## 我的分位数，每一列分别算出分位数然后拼接起来
mycauchy2<-quantile(discauchyline[,2],a)
mycauchy3<-quantile(discauchyline[,3],a)
mycauchy4<-quantile(discauchyline[,4],a)
mycauchy<-cbind(mycauchy1,mycauchy2)
mycauchy<-cbind(mycauchy,mycauchy3)
mycauchy<-cbind(mycauchy,mycauchy4)
```

```
print(round(cbind(cauchyref,mycauchy),3))## 结果保留三位小数打印出来
```

```
##      cauchyref mycauchy1 mycauchy2 mycauchy3 mycauchy4
## 5%      -6.314    27.990    -2.505    -3.625    -3.872
## 10%     -3.078    28.088    -1.733    -2.205    -2.377
## 20%     -1.376    28.227    -0.967    -0.975    -1.376
## 30%     -0.727    28.325    -0.642    -0.529    -0.704
## 40%     -0.325    28.409    -0.373    -0.232    -0.198
## 50%      0.000    28.519    -0.081     0.106     0.019
## 60%      0.325    28.639     0.171     0.401     0.471
## 70%      0.727    28.760     0.503     0.711     1.047
## 80%      1.376    28.906     0.908     1.110     1.655
## 90%      3.078    29.108     1.631     2.101     3.645
## 95%      6.314    29.380     2.356     3.617    10.837
```

通过比较发现十分位数拟合最好的链是 $\sigma = 2.5$ 对应的那条链

(3)

代码已经在前两题给出

6.8 题

(1)

这里题目说要独立抽样，但是提议分布又和 X_t 有关，这很奇怪，这里我考虑把 X_t 换成 $0.8 \times 5 = 4$ ，下面结果按这个来。此时

$$\alpha(X_t, Y) = \min \left\{ 1, \frac{f(Y)g(X_t)}{f(X_t)g(Y)} \right\}$$

下面写出 R 代码

```
indepmetro<-function(mu,sigma,m,p,samsigma,sammu){  
  # sigma,mu 为提议正态分布的参数  
  # m 为链的长度  
  # p,samsigma,sammu 为要抽样的分布的参数  
  xt<-numeric(m)  
  u<-runif(m)  
  ## 对提议分布抽样  
  y<-rnorm(m,mu,sigma)  
  k<-0  
  xt[1]=10  
  for(i in 2:m){  
    fy<-p*dnorm(y[i],sammu[1],samsigma[1])+(1-p)*dnorm(y[i],sammu[2],samsigma[2])  
    fx<-p*dnorm(xt[i-1],sammu[1],samsigma[1])+(1-p)*dnorm(xt[i-1],sammu[2],samsigma[2])  
    r<-fy/fx*dnorm(xt[i-1],mu,sigma)/dnorm(y[i],mu,sigma)  
    if(u[i]<=r)  
      xt[i]<-y[i]  
    else{  
      xt[i]<-xt[i-1]  
      k<-k+1  
    }  
  }  
  
  return(list(x=xt,k=k))  
}  
  
mu<-4  
sigma<-c(0.05,0.5,2,16)## 这里我从小到大取了一些值  
m<-5000  
p<-0.2  
sammu<-c(0,5)  
samsigma<-c(1,1)  
hynorm<-numeric(4)  
for(i in 1:4){
```

```

    hynorm[i]<-indepmetro(mu,sigma[i],m,p,sammu,samsigma)$k
    print(hynorm[i]/m)
  }

```

```

## [1] 0.9998
## [1] 0.9998
## [1] 0.703
## [1] 0.6182

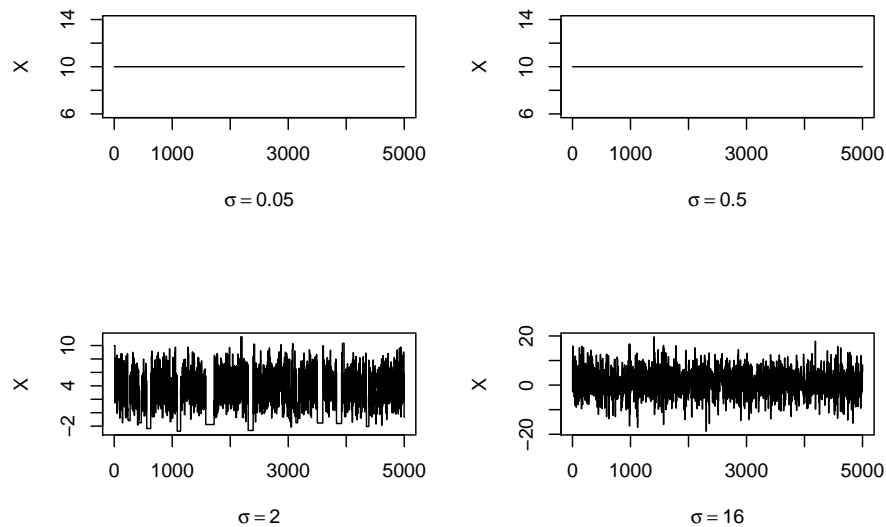
```

这是取不同的标准差对应的拒绝率，下面就这 4 个标准差画图

```

set.seed(1)
mu<-4
sigma<-c(0.05,0.5,2,16)
m<-5000
p<-0.2
sammu<-c(0,5)
samsigma<-c(1,1)
hynorm1<-indepmetro(mu,sigma[1],m,p,sammu,samsigma)
hynorm2<-indepmetro(mu,sigma[2],m,p,sammu,samsigma)
hynorm3<-indepmetro(mu,sigma[3],m,p,sammu,samsigma)
hynorm4<-indepmetro(mu,sigma[4],m,p,sammu,samsigma)
hynorm<-cbind(hynorm1$x,hynorm2$x,hynorm3$x,hynorm4$x)
par(mfrow=c(2,2))## 方便比较四个图以 2*2 的形式排列
for(j in 1:4){
  plot(hynorm[,j],type="l",xlab=bquote(sigma==.(round(sigma[j],3))),ylab="X",ylim=range
}

```

```
par(mfrow=c(1,1))
```

从这个图看到，前面 2 个由于拒绝过多，基本没有收敛的意思，后面都可以收敛，这里可以看到收敛性最好的链是 $\sigma = 2$ 的时候，这里链的波动最小，这时对应的样本均值和方差计算如下，输出结果前面为均值，后面为方差

```
mean1=mean(hynorm3$x)
var1=var(hynorm3$x)
print(c(mean1,var1))
```

```
## [1] 2.609605 10.975103
```

(2)

提议分布改为柯西分布，同理，不妨取提议分布为 $C(4, \lambda)$ 计算的 R 代码如下

```
cindepmetro<-function(mu,lambda,m,p,samsigma,sammu){
  # lambda,mu 为提议正态分布的参数
  # m 为链的长度
```

```
# p,samsigma,sammu 为要抽样的分布的参数
xt<-numeric(m)
u<-runif(m)
## 对提议分布抽样
y<-rcauchy(m,mu,lambda)
k<-0
xt[1]=5
for(i in 2:m){
  fy<-p*dnorm(y[i],sammu[1],samsigma[1])+(1-p)*dnorm(y[i],sammu[2],samsigma[2])
  fx<-p*dnorm(xt[i-1],sammu[1],samsigma[1])+(1-p)*dnorm(xt[i-1],sammu[2],samsigma[2])
  r<-fy/fx*dcauchy(xt[i-1],mu,lambda)/dcauchy(y[i],mu,lambda)
  if(u[i]<=r)
    xt[i]<-y[i]
  else{
    xt[i]<-xt[i-1]
    k<-k+1
  }

}

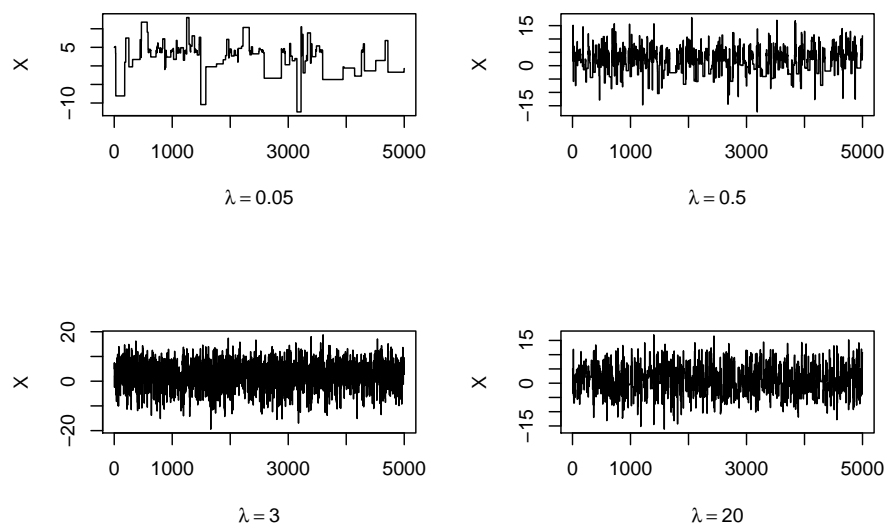
return(list(x=xt,k=k))
}
mu<-4
lambda<-c(0.05,0.5,3,20)## 这里我从小到大取了一些值
m<-5000
p<-0.2
sammu<-c(0,5)
samsigma<-c(1,1)
chynorm<-numeric(4)
## 这一部分主要验证代码确实可以运行
for(i in 1:4){
  chynorm[i]<-cindepmetro(mu,lambda[i],m,p,sammu,samsigma)$k
  print(chynorm[i]/m)
```

```
}
```

```
## [1] 0.9672  
## [1] 0.7326  
## [1] 0.3968  
## [1] 0.7548
```

同样的我们画图如下

```
set.seed(1)  
mu<-4  
lambda<-c(0.05,0.5,3,20)  
m<-5000  
p<-0.2  
sammu<-c(0,5)  
samsigma<-c(1,1)  
chynorm1<-cindepmetro(mu,lambda[1],m,p,sammu,samsigma)  
chynorm2<-cindepmetro(mu,lambda[2],m,p,sammu,samsigma)  
chynorm3<-cindepmetro(mu,lambda[3],m,p,sammu,samsigma)  
chynorm4<-cindepmetro(mu,lambda[4],m,p,sammu,samsigma)  
chynorm<-cbind(chynorm1$x,chynorm2$x,chynorm3$x,chynorm4$x)  
par(mfrow=c(2,2))## 方便比较四个图以 2*2 的形式排列  
for(j in 1:4){  
  plot(chynorm[,j],type="l",xlab=bquote(lambda==.(round(lambda[j],3))),ylab="X",ylim=ra  
}
```



```
par(mfrow=c(1,1))
```

这四种标准差对应的链都能收敛，不过当标准差较小时拒绝的比较多，而且很慢， $\sigma = 3$ 时表现可以认为是其中最好的，这里可以看到链是最为平稳的，对应的样本均值和方差为

```
mean2=mean(chynorm3$x)
var2=var(chynorm3$x)
print(c(mean2,var2))
```

```
## [1] 1.25050 26.54995
```

不过和第一小题比较一下，好像表现没有直接用正态当提议分布好。

6.11 题

(1)

证明: 由题我们得到 $\pi(\theta_i|\lambda) = \lambda e^{-\lambda\theta_i}$, 且其在给定了 λ 条件下独立 $\pi(\lambda) = e^{-\lambda}$ 从而得到 θ 规范先验

$$\begin{aligned}
 \pi(\theta) &= \pi(\theta_1, \dots, \theta_k) \\
 &= \int_0^{+\infty} \left(\prod_{i=1}^k \pi(\theta_i|\lambda) \right) \pi(\lambda) d\lambda \\
 &= \int_0^{+\infty} \lambda^k e^{-\lambda(\sum_{i=1}^k \theta_i + 1)} d\lambda \\
 &= \left(\sum_{i=1}^k \theta_i + 1 \right)^{-(k+1)} \int_0^{+\infty} \lambda^k e^{-\lambda} d\lambda \\
 &\propto \left(\sum_{i=1}^k \theta_i + 1 \right)^{-(k+1)}
 \end{aligned}$$

从而我们得到 $\pi(\theta) \propto (\sum_{i=1}^k \theta_i + 1)^{-(k+1)}$

(2)

(a) 证明: $\theta_j|\theta_{-j}, \lambda, x$ 的条件分布, 这个是给定了 x 之后的后验分布, 注意到给定 λ 后那些 θ_i 是独立的, 所以可以计算如下

$$\begin{aligned}
 \pi(\theta_j|\theta_{-j}, \lambda, x) &= \pi(\theta_j|\lambda, x_j) \\
 &\propto p(x_j|\theta_j, \lambda) \pi(\theta_j|\lambda) \\
 &\propto \frac{\theta_j^{x_j}}{x_j!} e^{-\theta_j} \lambda e^{-\lambda\theta_j} \\
 &\propto \theta_j^{x_j} e^{-(\lambda+1)\theta_j}
 \end{aligned}$$

从而该全条件分布为 $\Gamma(x_j + 1, \lambda + 1)$

(b) 证明: 条件分布可计算如下:

$$\begin{aligned}\pi(\lambda|\theta, x) &\propto \left[\prod_{i=1}^k \pi(x_i|\lambda, \theta_i) \pi(\theta_i|\lambda) \right] \pi(\lambda) \\ &\propto \left[\prod_{i=1}^k \lambda e^{-\lambda \theta_i} \right] e^{-\lambda} \\ &\propto \lambda^k e^{-(\sum_{i=1}^k \theta_i + 1)\lambda}\end{aligned}$$

从而我们得到了 $\lambda|\theta, x$ 的全条件分布为 $\Gamma(k+1, 1 + \sum_{i=1}^k \theta_i)$

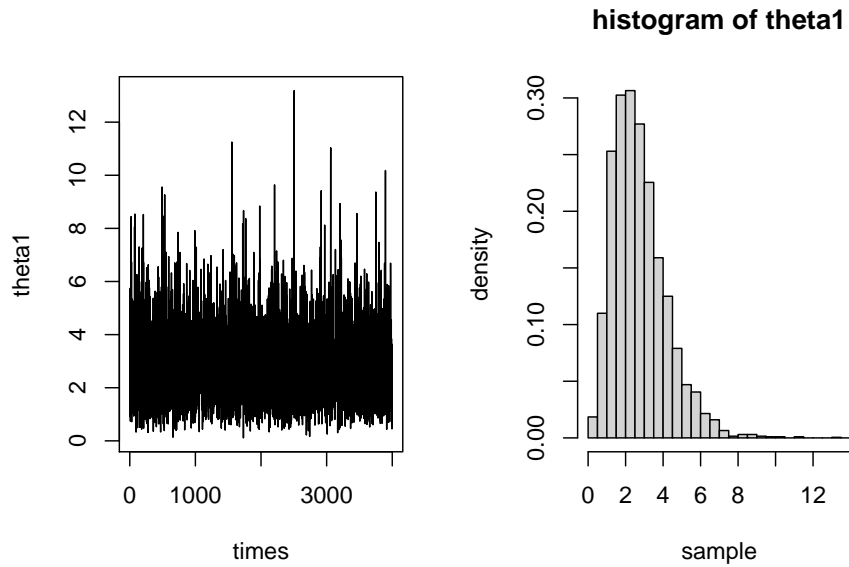
(3)

下面我们使用 Gibbs 抽样方法得到 (θ, λ) 的随机数

```
set.seed(1)## 这里固定一组随机数，不然每次编译都会变，中位数和众数也会变
N<-5000## 链长度
burn<-1000## 预烧期
k<-10
X<-matrix(0,N,k+1)
x<-c(3,1,4,2,5,3,2,2,0,4)
# 初值
X[1,]<-c(rep(1,times=k+1))
for(i in 2:N){
  for(j in 1:k){
    xt<-rgamma(1,x[j]+1,X[i-1,k+1]+1)
    X[i,j]<-xt
  }
  lambdat<-rgamma(1,1+k,1+sum(X[i,1:k]))
  X[i,k+1]<-lambdat
}
b<-burn+1
Y<-X[b:N,]
```

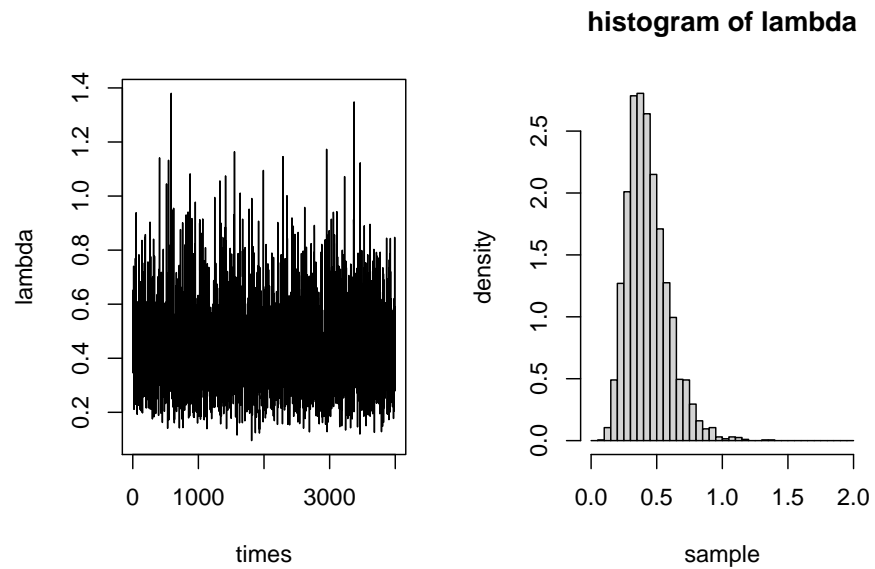
下面我们分别画 θ_1, λ 的轨迹图和直方图

```
par(mfrow=c(1,2))
plot(Y[,1],type='l',xlab = "times",ylab = "theta1")
hist(Y[,1],main="histogram of theta1",breaks=c(seq(0,14,0.5)),xlab = "sample",ylab = "d
```



```
par(mfrow=c(1,1))
```

```
par(mfrow=c(1,2))
plot(Y[,11],type='l',xlab = "times",ylab = "lambda")
hist(Y[,11],main="histogram of lambda",breaks=c(seq(0,2,0.05)),xlab = "sample",ylab = "d
```



```
par(mfrow=c(1,1))
```

下面来看 θ_1, λ 的后验中位数和后验众数

```
thetafen<-quantile(Y[,1],0.5)
lambdafen<-quantile(Y[,11],0.5)
print(thetafen)##theta 中位数
```

```
##      50%
## 2.519996
```

```
print(lambdafen)##lambda 中位数
```

```
##      50%
## 0.4117845
```

θ_1 后验中位数 2.520, λ 后验中位数为 0.412 从直方图可以很容易读出, θ_1 的后验众数为 2.25, λ 的后验众数为 0.375

下面计算向量的后验期望, 协方差阵和相关系数阵


```
posmean=colMeans(Y)## 样本均值来估计后验期望
poscov=cov(Y)## 样本协方差阵估计后验协方差阵
poscor=cor(Y)## 样本相关系数估计后验相关系数
print(posmean)
```

```
## [1] 2.7572692 1.4008815 3.5753874 2.1097862 4.2417133 2.8774841 2.1436387
## [8] 2.1117344 0.6985967 3.4917234 0.4324862
```

```
print(poscov)
```

```
##           [,1]           [,2]           [,3]           [,4]           [,5]           [,6]
## [1,] 2.05177444 0.023674802 0.07720560 0.04377098 0.12796682 0.07154110
## [2,] 0.02367480 1.061357136 0.05063539 0.04567201 0.04016449 0.10344956
## [3,] 0.07720560 0.050635389 2.64032347 0.06159369 0.15003832 0.10829583
## [4,] 0.04377098 0.045672014 0.06159369 1.60300899 0.11054352 0.08791120
## [5,] 0.12796682 0.040164491 0.15003832 0.11054352 3.31858420 0.11998772
## [6,] 0.07154110 0.103449559 0.10829583 0.08791120 0.11998772 2.19664772
## [7,] 0.04444166 0.044227983 0.05552431 0.08346156 0.08008909 0.06356538
## [8,] 0.09824218 0.031618264 0.10171168 0.04547146 0.12148315 0.04028661
## [9,] 0.02335113 -0.004721606 0.02315566 0.01768196 0.04647128 0.03734006
## [10,] 0.09862766 0.076092594 0.09948093 0.08711036 0.18685777 0.15754307
## [11,] -0.04306495 -0.024348351 -0.05378661 -0.03505887 -0.07294965 -0.05015113
##           [,7]           [,8]           [,9]           [,10]           [,11]
## [1,] 0.04444166 0.098242178 0.023351133 0.09862766 -0.04306495
## [2,] 0.04422798 0.031618264 -0.004721606 0.07609259 -0.02434835
## [3,] 0.05552431 0.101711677 0.023155656 0.09948093 -0.05378661
## [4,] 0.08346156 0.045471461 0.017681960 0.08711036 -0.03505887
## [5,] 0.08008909 0.121483151 0.046471278 0.18685777 -0.07294965
## [6,] 0.06356538 0.040286610 0.037340055 0.15754307 -0.05015113
## [7,] 1.54448299 0.044486233 0.016444979 0.08205589 -0.03224058
## [8,] 0.04448623 1.561547473 0.002073646 0.07626857 -0.03456439
## [9,] 0.01644498 0.002073646 0.511209504 0.03864532 -0.01128794
## [10,] 0.08205589 0.076268566 0.038645323 2.64130338 -0.05766832
## [11,] -0.03224058 -0.034564386 -0.011287942 -0.05766832 0.02475921
```

```
print(poscor)
```

```
##          [,1]          [,2]          [,3]          [,4]          [,5]          [,6]
## [1,]  1.00000000  0.016043192  0.03317076  0.02413534  0.04904064  0.03369850
## [2,]  0.01604319  1.000000000  0.03024787  0.03501478  0.02140105  0.06775131
## [3,]  0.03317076  0.030247871  1.00000000  0.02993916  0.05068707  0.04496794
## [4,]  0.02413534  0.035014781  0.02993916  1.00000000  0.04792795  0.04684854
## [5,]  0.04904064  0.021401050  0.05068707  0.04792795  1.00000000  0.04444063
## [6,]  0.03369850  0.067751305  0.04496794  0.04684854  0.04444063  1.00000000
## [7,]  0.02496513  0.034544173  0.02749559  0.05304286  0.03537573  0.03451031
## [8,]  0.05488524  0.024560073  0.05009157  0.02874043  0.05336568  0.02175219
## [9,]  0.02280046 -0.006410021  0.01993100  0.01953273  0.03567868  0.03523671
## [10,] 0.04236671  0.045446713  0.03767056  0.04233433  0.06311398  0.06540485
## [11,] -0.19106921 -0.150200155 -0.21036678 -0.17597927 -0.25449448 -0.21504635
##          [,7]          [,8]          [,9]          [,10]          [,11]
## [1,]  0.02496513  0.054885241  0.022800464  0.04236671 -0.1910692
## [2,]  0.03454417  0.024560073 -0.006410021  0.04544671 -0.1502002
## [3,]  0.02749559  0.050091571  0.019930999  0.03767056 -0.2103668
## [4,]  0.05304286  0.028740435  0.019532730  0.04233433 -0.1759793
## [5,]  0.03537573  0.053365678  0.035678677  0.06311398 -0.2544945
## [6,]  0.03451031  0.021752187  0.035236705  0.06540485 -0.2150464
## [7,]  1.00000000  0.028645505  0.018507268  0.04062647 -0.1648705
## [8,]  0.02864550  1.000000000  0.002320906  0.03755423 -0.1757854
## [9,]  0.01850727  0.002320906  1.000000000  0.03325740 -0.1003337
## [10,] 0.04062647  0.037554228  0.033257404  1.00000000 -0.2255068
## [11,] -0.16487047 -0.175785417 -0.100333717 -0.22550685  1.0000000
```

(4)

代码已经在前面给出