# Méthodes de rejet et de transformation

HASSINI Houda & FERRERI Mickael & CHEN zeyu 13 février 2019

Nous sommes le groupe 2 avec 05, 10, 30. Nous nous sommes attribué les notes suivantes, 05: 3/3, 10: 3/3, 30: 3/3.

### Méthodes de rejet et de transformation

#### Exercice 5

1. On pose , Y = |X| Donc , dx = -dy quand x < 0 et dx = dy quand x > 0

$$\mathbb{E}_X[h(x)] = \int_{-\infty}^{+\infty} h(x) f_X(x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{0} h(x)f_X(x)dx + \int_{0}^{\infty} h(x)f_X(x)dx$$

$$= \int_{0}^{\infty} h(-x)f_X(-x)d(-x) + \int_{0}^{\infty} h(x)f_X(x)dx$$

$$= \int_{0}^{\infty} h(y)f_X(y)d(y) + \int_{0}^{\infty} h(y)f_X(y)dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} h(y)2f_X(y)dy = E_Y[h(y)]$$

Donc

$$f_Y(y) = 2f_X(y)\mathbb{I}_{y>0}$$

2. POut tout  $x \in \mathbb{R}$  on a

$$(x-1)^2 \ge 0$$

donc

$$x^2 \ge 2x - 1$$

puis

$$e^{-\frac{1}{2}x^2} < e^{\frac{1}{2}}e^{-x}$$

en multipliant par

$$\frac{2}{\sqrt{2\pi}}$$

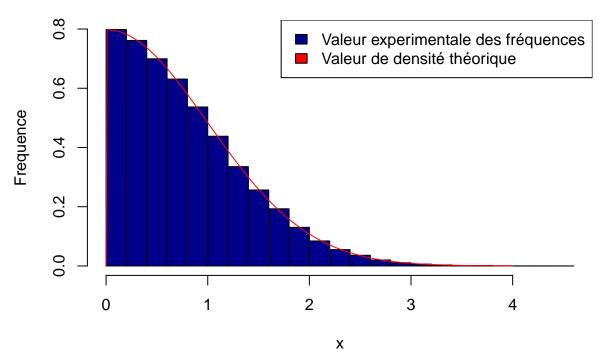
les deux cotés de l'inégalité on obtient apres simplification

$$f(x) \le \sqrt{\frac{2e}{\pi}}$$

3. On simule la variable aléatoire |X| grace à la méthode de rejet. Selon le résultats de la question 2. Nous pouvons conclure qu'il existe une variables aléatoire Y suivant une loi exponentielle qu'on sait simuler. Il suffit par la suite de suivre l'algorithme d ela simulation par rejet afin de simuler l'echantillon de la variables |X|

```
#fonction indicatrice:
ind <- function(x) ifelse(x>0, 1,0)
f <- function(x) {</pre>
  return((2/sqrt((2*pi)))*exp(-x*x/2)*ind(x))
#fonction exponnentielle
g <- function(x) {</pre>
  return (exp(-x))
}
#paramètre c
c <- sqrt(2*exp(1)/pi)</pre>
#Simulation d'un echantillon suivant une loi exponentielle
exponentielle <- function(n, lambda) {</pre>
  vect = 1:n
  rand = 0
  for (i in 1:n) {
   rand = runif(1)
    vect[i] = - log(rand)/lambda
  }
  return(vect)
}
#Méthode du rejet
rejet <- function (N) {</pre>
  x = c()
  for(i in 1:N){
  u \leftarrow runif (1,0,1)
  y <- exponentielle (1,1)
  h \leftarrow f(y)/(c*g(y))
  while (u>=h){
    u <- runif (1,0,1)
    y <- exponentielle (1,1)
    h \leftarrow f(y)/(c*g(y))
  }
  x[i] = y
  }
  return(x)
}
#Echantillon , Diagramme de fréquences et densité théoriques
x<- rejet(100000)
hist(x,freq= FALSE, col= "Darkblue", main = "Histogrammes des fréquences", ylab= "Frequence")
a < -c(0:400)/100
par(new=TRUE)
y < -f(a)
lines(a,y, col= "Red")
legend ("topright", c("Valeur experimentale des fréquences", "Valeur de densité théorique"),
       fill= c("darkblue", "red"))
```

## Histogrammes des fréquences

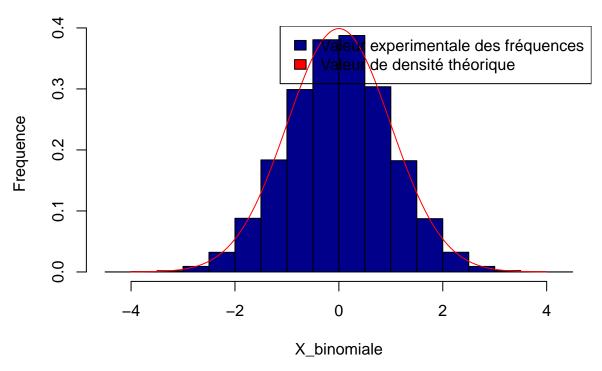


On ramarque que l'istogramme corespond parfaitement aux valeurs théoriques.

5. 6. Afin de similer un echantillon de X , il suffit d'utiliser le fait d'avoir X et  $\theta|X|$  qui suivent la même loi. il suffit donc d'atribuer un signe positif ou négatif à l'échantillon . Pour ceci nous avons multiplé attribuer un signe positif ou négatif avec un probabilité  $\frac{1}{2}$  pour chacun

```
theta <-(1:100000)
for (i in 1:100000){
  u<- runif(1,0,1)
  if(u>0.5){
    u <- 1
  }
  else u < --1
  theta [i] <- u
X_binomiale <-theta*x</pre>
hist(X_binomiale, freq= FALSE, col= "Darkblue", main = "Histogrammes des fréquences", ylab= "Frequence")
f1 <- function(x) {</pre>
  return((1/sqrt((2*pi)))*exp(-x*x/2))
a<-c(-400:400)/100
y < -f1(a)
lines(a,y, col= "Red")
legend ("topright", c("Valeur experimentale des fréquences", "Valeur de densité théorique"),
       fill= c("darkblue", "red"))
```

## Histogrammes des fréquences



En observant le diagramme , on remarque que les valeurs des fréquences d'apparition des  $a_i$  correspond aux densités théoriques.

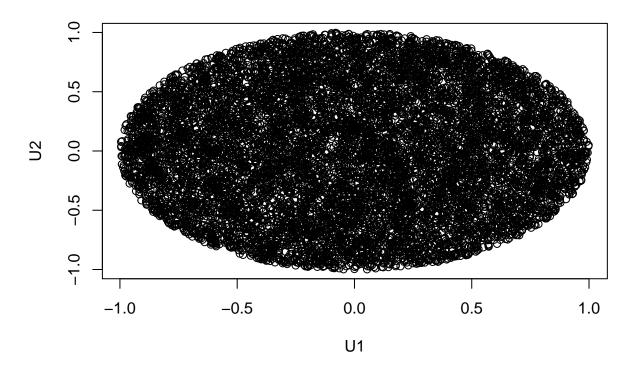
#### Exercice 6

Grâce à l'algorithme fourni nous allons simuler N=10000 point de la variable aléatoire X.

```
#1
gen_var_ex_6 <- function(N){
    U1 <- 1:N
    U2 <- 1:N
    for (i in 1:N) {
        u1 <- 2*runif(1,0,1)-1
        u2 <- 2*runif(1,0,1)-1
        while(u1*u1+u2*u2>1){
            u1 <- 2*runif(1,0,1)-1
            u2 <- 2*runif(1,0,1)-1
            y2 <- 2*runif(1,0,1)-1
            y2 <- 2*runif(1,0,1)-1
        }
    U1[i] <- u1
    U2[i] <- u2
}
plot(U1,U2)
    return(c(U1,U2))
}</pre>
```

Cette loi est une loi uniforme en dimension 2

```
#2
N<-10000
vec <- gen_var_ex_6(N)
```



#### Exercice 6 (Box-Muller)

1.  
On a 
$$X_1 = \sqrt{R}cos(\Theta)$$
 et  $X_2 = \sqrt{R}sin(\Theta)$ 

Par consequence , on peut déduire que  $R=X_1^2+X_2^2$  et  $\Theta=\arctan(X_2/X_1)$ 

On sais que 
$$f_{(X_1,X_2)}(X) = f_{(R,\Theta)}(R,\Theta) * det(J(X)) = f_R(R) * f_{\Theta}(\Theta) * det(J(X))$$

Donc, on dois just calculer J(X)

$$J(X) = \begin{pmatrix} \frac{\partial R}{\partial X_1} & \frac{\partial R}{\partial X_2} \\ \frac{\partial \Theta}{\partial X_1} & \frac{\partial \Theta}{\partial X_2} \end{pmatrix}$$

$$=\begin{pmatrix}2X_1 & 2X_2\\ \frac{-X_2}{X_1^2+X_2^2} & \frac{X_1}{X_1^2+X_2^2}\end{pmatrix}$$

Alors , 
$$\det(J(X)) = \frac{2(X_1^2 + X_2^2)}{X_1^2 + X_2^2} = 2$$

Finalement, on a

$$f_{(X_1,X_2)}(x) = f_R(r) * f_{\Theta}(\theta) * det(J(X)) = \frac{1}{2\pi} exp(-(x_1^2 + x_2^2)/2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} exp(-x_1^2/2) * \frac{1}{\sqrt{2\pi}} exp(-x_2^2/2)$$

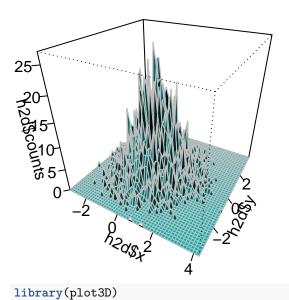
ils sont independentes car  $f_{(X_1,X_2)}(x) = f_{X_1}(x_1)f_{X_2}(x_2)$ 

2. Nous allons maintenant deduire du résultats précedent une simulation de taille N=10000 de loi gaussienne bidimensionnelle

```
expo <- function(N,lambda){
  u <- runif(N,0,1)
  return(-log(u)/lambda)
}
#2</pre>
```

```
gen_pair_gauss <- function(N){</pre>
  U1 <- sqrt(expo(N,1/2))*cos(runif(N,0,2*pi))
  U2 <- sqrt(expo(N,1/2))*sin(runif(N,0,2*pi))
  return(c(U1,U2))
}
densite_theo_norm <- function(x,y){</pre>
  return(exp(-(x*x+y*y)/2)/(2*pi))
}
3. Tracer de la densité empirique
library(gplots)
##
## Attaching package: 'gplots'
## The following object is masked from 'package:stats':
##
##
       lowess
#3
N<-10000
vec <- gen_pair_gauss(N)</pre>
Z1 \leftarrow vec[1:(N/2)]
Z2 \leftarrow vec[((N/2)+1):N]
plot(Z1,Z2,xlim=c(-4,4))
                                             0
      \sim
22
                                                         0
                                                               0
             -4
                               -2
                                                  0
                                                                     2
                                                                                       4
                                                 Z1
h2d <- hist2d(cbind(Z1,Z2),nbins=50,show=FALSE)</pre>
persp( h2d$x, h2d$y, h2d$counts,
           ticktype="detailed", theta=30, phi=30,
           expand=1, shade=0.5, col="cyan",border="grey",main="densité empirique")
```

# densité empirique



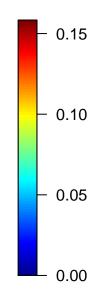
```
X2<-seq(-5,5,0.1)
Y2<-seq(-5,5,0.1)
Graphe2<-c()
for ( i in -50:50){
    R<-c()
    for (j in -50:50){
        R<-c(R,densite_theo_norm(i/10,j/10))
    }
    Graphe2<-cbind(Graphe2,R)
}

persp3D(x = X2, y = Y2, z = Graphe2, clab = c("Densité"), phi=50, theta=50, contour=TRUE, lighting=TRUE,</pre>
```

## Densité théorique

# densite

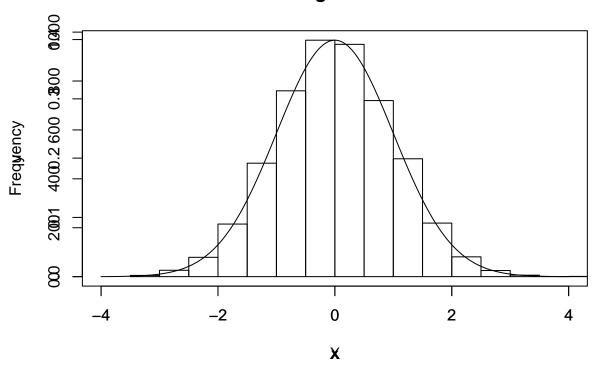
#### Densité



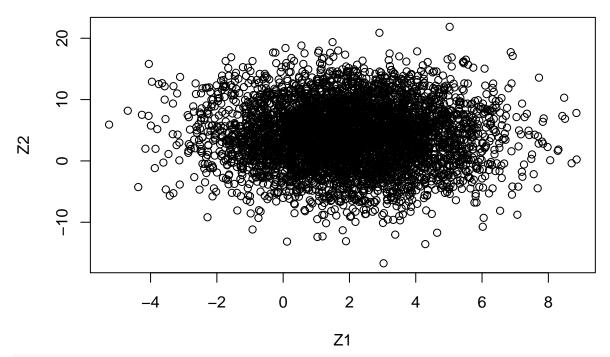
5. Simulation d'un echantillon de loi normale centrée réduite

```
#5
N <- 10000
X <- gen_pair_gauss(N)[1:(N/2)]
hist(X,xlim=c(-4,4))
par(new=TRUE)
x <- seq(-4, 4, length = N)
y <- dnorm(x)
plot(x, y, type = 'l')</pre>
```

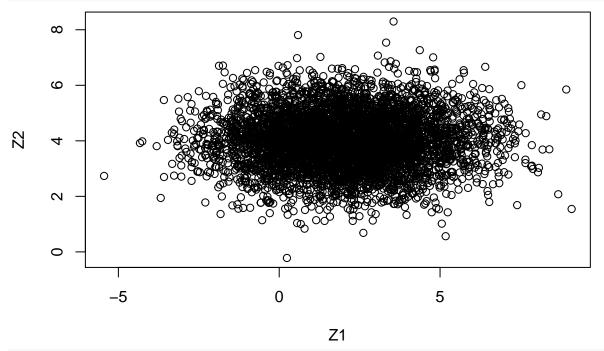
# Histogram of X



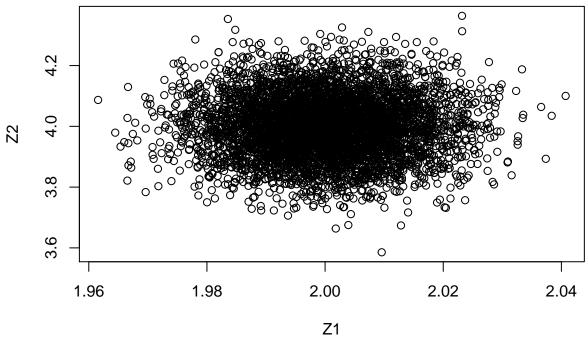
```
6.
plot_norm_2d <- function(sig,mu,N){
    Z1 <- mu[1] + sig[1]*gen_pair_gauss(N)[1:(N/2)]+sig[2]*gen_pair_gauss(N)[((N/2)+1):N]
    Z2 <- mu[2] + sig[3]*gen_pair_gauss(N)[1:(N/2)]+sig[4]*gen_pair_gauss(N)[((N/2)+1):N]
    plot(Z1,Z2)
    return(cbind(Z1,Z2))
}
mu = c(2,4)
N = 10000
#ro = 0.1
ro01 <- plot_norm_2d(c(0,2,0,5),mu,N)</pre>
```



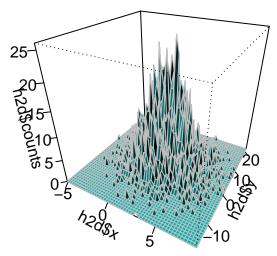
#ro = 0.5 ro05 <- plot\_norm\_2d(c(0,2,0,1),mu,N)



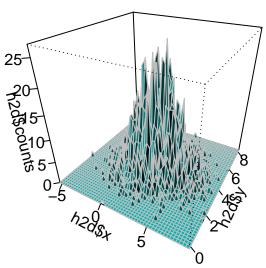
#ro = 0.9
ro09 <- plot\_norm\_2d(c(0,1/90,0,0.1),mu,N)</pre>



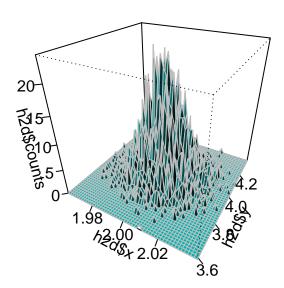
ro = 0.1



## ro = 0.5



ro = 0.9



#### Exercice 7

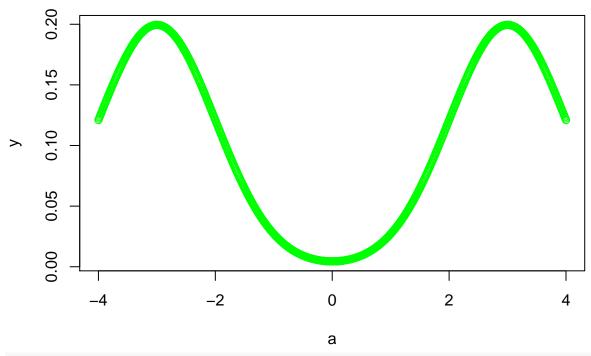
Représentation du graphique de la fonction densité :

```
binom <- function ( mu , sigma, x){
   return((1/(sigma*sqrt((2*pi))))*exp(-0.5*((x-mu)/sigma)^2))
}
f <- function (x , p1 , p2){</pre>
```

```
return(p1* binom(-3,1,x)+p2*binom(3,1,x))
}

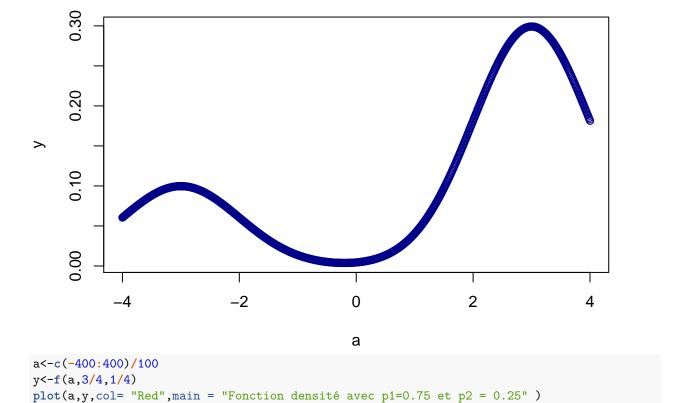
a<-c(-400:400)/100
y<-f(a,1/2,1/2)
plot(a,y,col= "Green",main = "Fonction densité avec p1=p2 = 0.5" )</pre>
```

# Fonction densité avec p1=p2 = 0.5

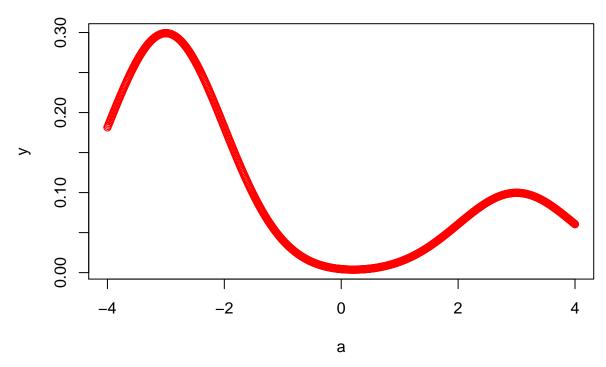


```
a < -c(-400:400)/100
y<-f(a,1/4,3/4)
plot(a,y,col= "Darkblue",main = "Fonction densité avec p1=0.25 et p2 = 0.75")
```

## Fonction densité avec p1=0.25 et p2 = 0.75



## Fonction densité avec p1=0.75 et p2 = 0.25

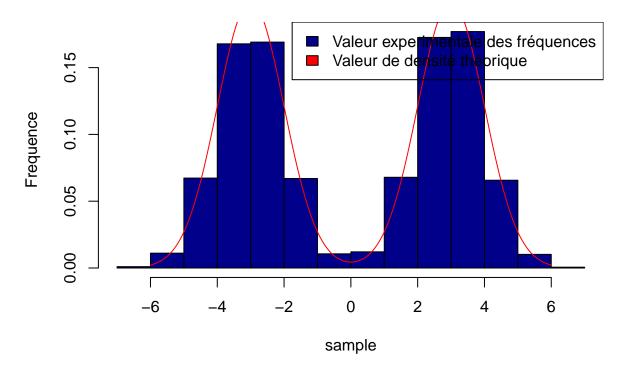


Afin de génerer un échantillon suivan t<br/> une loi mixte il suffit de générer deux echantillon correspondant aux deux loi normale précisées dans l'énoncé ensuite il suffit de générer un nombre aléatoire entre 0 et 1 si celui-ci

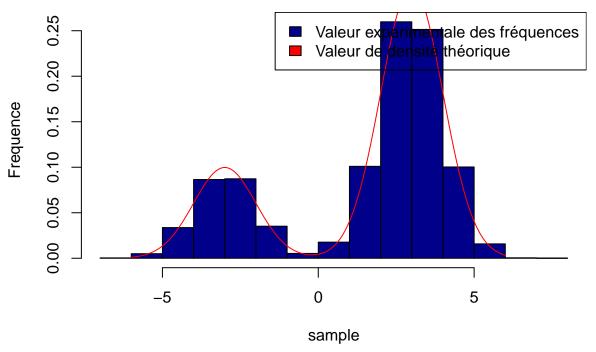
est inferieur à p1 on choisit un élément dans l'échantillon 1 qui n'a pas encore été choisi sinon on fait la même chose mais dans l'échantillon 2.

```
gaussienne <- function(N){</pre>
  return(sqrt(exponentielle(N,1/2))*cos(runif(N,0,2*pi)))
}
sample1<-gaussienne(10000)-3
sample2<-gaussienne(10000)+3</pre>
sample3 <- function(sample1 , sample2 , p1,N){</pre>
  sample <- c()</pre>
  for (i in 1: N){
  u \leftarrow runif(1,0,1)
  if (u<p1){</pre>
    sample [i] <- sample1 [i]</pre>
  }
  else sample [i] <- sample2 [i]</pre>
  }
  return (sample)
a<-c(-600:600)/100
y < -f(a, 1/2, 1/2)
sample = sample3(sample1,sample2,1/2,10000)
hist(sample, freq=FALSE, col= "Darkblue", main = "Histogrammes des fréquences avec p1 = p2 =0.5", ylab=
lines(a,y, col= "Red")
legend("topright", c("Valeur experimentale des fréquences", "Valeur de densité théorique"),
       fill= c("darkblue", "red"))
```

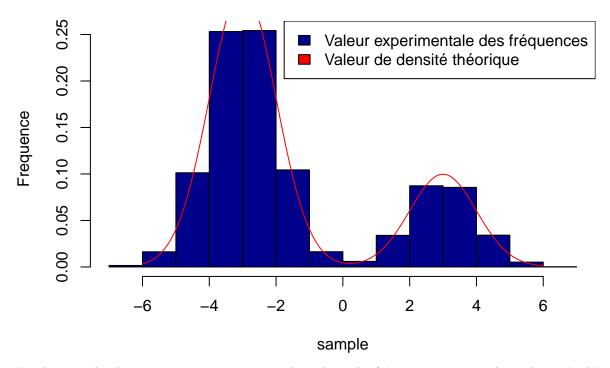
## Histogrammes des fréquences avec p1 = p2 =0.5



## Histogrammes des fréquences avec p1 = 0.25 et p2 =0.75



# Histogrammes des fréquences avec p1 = 0.75 et p2 =0.25



En observant les diagrammes , on remarque que les valeurs des fréquences correspond aux denstités théoriques.