

# Simulation en Biologie - Simul-Rnd-Var

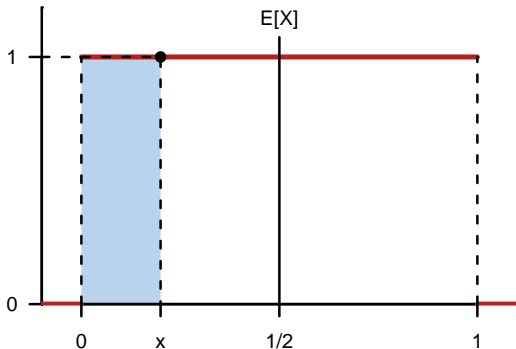
Bruno Toupance

Université de Paris

SEP 2021

# Simulations de variables aléatoires

La base de tout : générateur uniforme sur  $[0, 1]$



Génération d'une suite de nombres par une formule tout à fait déterministe de manière à obtenir une suite qui semble aléatoire (indépendance et distribution uniforme dans l'intervalle de variation).

$$X_i = (aX_{i-1} + b) \text{ modulo } (m + 1)$$

avec  $a$ ,  $b$ ,  $m$  des entiers positifs.

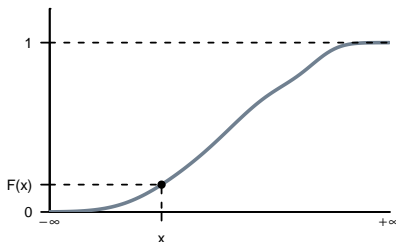
La suite  $(X_i)$  est de période  $m$  pour des valeurs de  $(a, b)$  correctement choisies

Se transforme en générateur sur  $]0, 1[$  par division par  $(m + 2)$

# Méthode de transformation

# Méthode de transformation

$X$  : variable aléatoire continue de loi définie par sa fonction de répartition  $F_X$



Si  $F_X$  est strictement croissante, la fonction réciproque de  $F_X$  existe, est **continue** et **croissante** :  $F_X^{-1}$

C'est la fonction quantile  $Q_X(p)$

$U$  : variable aléatoire uniforme sur  $[0, 1]$

alors :

$$Y = F_X^{-1}(U) = Q_X(U)$$

suit la loi de  $X$

Démonstration :

$$F_Y(y) = \mathbb{P}[Y < y] = \mathbb{P}[F_X^{-1}(U) < y] = \mathbb{P}[U < F_X(y)]$$

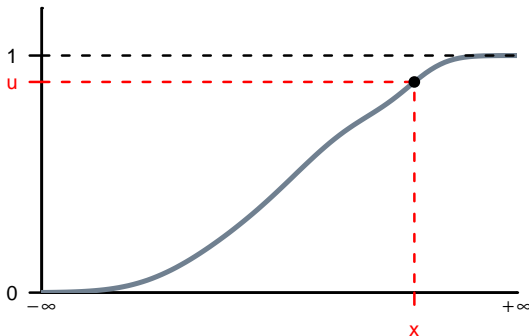
$$F_Y(y) = F_X(y)$$

**Difficulté** : connaître la fonction réciproque

# Méthode de transformation : Cas des lois continues

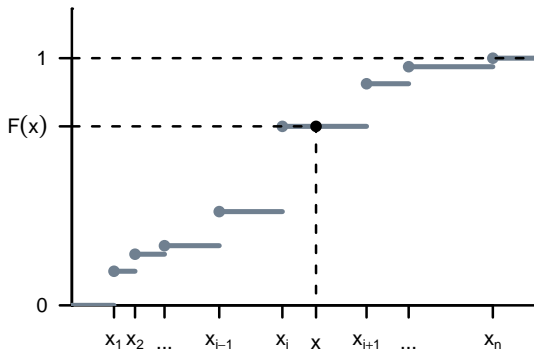
- Simuler  $U$  selon une loi uniforme  $\mathcal{U}([0, 1])$
- Valeur simulée :  $u$
- Prendre :

$$x = F_X^{-1}(u)$$



# Méthode de transformation : Cas des lois discrètes

Par définition la fonction de répartition  $F_X$  n'est pas continue...





Dans la plupart des cas, il suffit de procéder par itération :

- Simuler  $U$  selon une loi uniforme  $\mathcal{U}([0, 1])$
- Valeur simulée :  $u$
- Construire  $F(x)$  pas-à-pas :

$$F(x_i) = F(x_{i-1}) + \mathbb{P}[X = x_i]$$

avec :

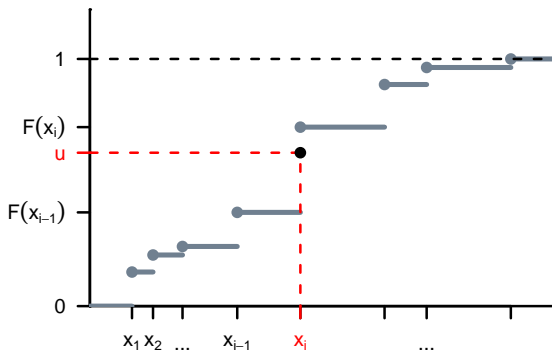
$$F(x_0) = 0$$

- Prendre  $x_i$  si :

$$F(x_{i-1}) < u \leq F(x_i)$$

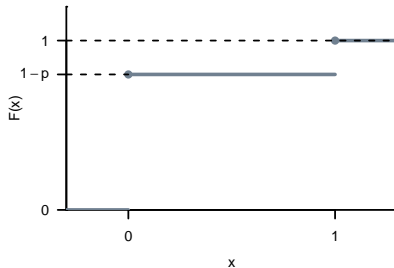
# Méthode de transformation : Cas des lois discrètes

$$\mathbb{P}[F(x_{i-1}) < U \leq F(x_i)] = F(x_i) - F(x_{i-1}) = \mathbb{P}[X = x_i]$$



On définit :  $F(x_0) = 0$

Loi de Bernoulli de paramètre  $p$  :



- Simuler  $U$  selon une loi uniforme  $\mathcal{U}([0, 1])$
- Valeur simulée :  $u$
- Prendre :

$$0 \text{ si } u < 1 - p \quad \text{et} \quad 1 \text{ si } u \geq 1 - p$$

ou

$$1 \text{ si } u < p \quad \text{et} \quad 0 \text{ si } u \geq p$$

# Loi de Bernoulli - Implémentation R

- Simulation d'un  $n$ -échantillon uniforme sur  $[0, 1]$

```
n <- 10000
```

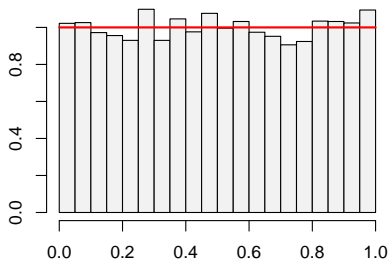
```
u <- runif(n)
```

```
truehist(u)
```

```
head(u)
```

```
[1] 0.98696722 0.05314978 0.49168854 0.64380867
```

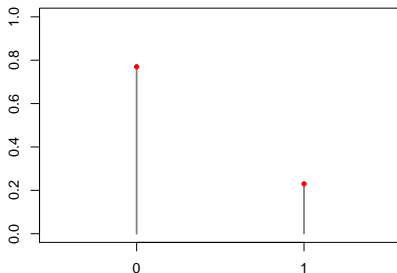
```
0.01060348 0.50767618
```



# Loi de Bernoulli - Implémentation R

- Transformation : Bernoulli de paramètre ( $p = 0.23$ )

```
p <- 0.23  
x <- rep(0, times = n)  
x[u < p] <- 1  
plot(table(x) / n, type = "h")  
head(x)  
[1] 0 1 0 0 1 0
```



Dans tous les cas où on doit choisir au hasard entre deux possibilités :

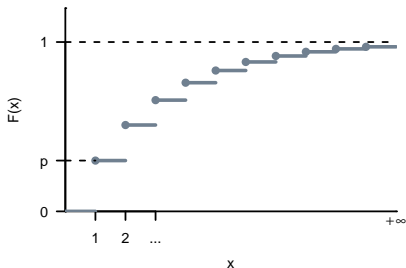
- Faire "ceci" avec une probabilité 0.3
- Faire "cela" avec une probabilité  $1 - 0.3 = 0.7$

**Solution :**

- Tirer **un** nombre aléatoire  $u$  uniforme sur  $[0, 1]$
- Décider ce qu'on fait :
  - Si  $u < 0.3$ , faire "ceci"
  - Sinon, faire "cela"

# Loi géométrique

Loi géométrique de paramètre  $p$  :



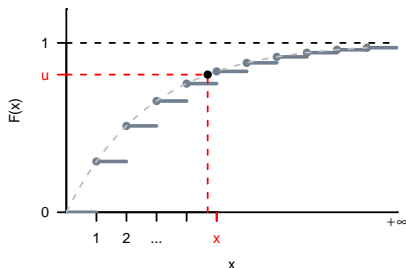
$$F(x) = 1 - (1 - p)^{\lfloor x \rfloor}$$

N.B. : la notation  $\lfloor \cdot \rfloor$  désigne la valeur entière "plancher" (EN : *floor*)

En continu :

$$F(x) = 1 - (1 - p)^x \quad \text{et} \quad F^{-1}(y) = \frac{\ln(1 - y)}{\ln(1 - p)}$$





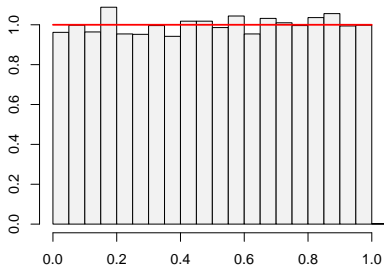
- Simuler  $U$  selon une loi uniforme  $\mathcal{U}([0, 1])$
- Valeur simulée :  $u$
- Prendre :

$$\left\lfloor \frac{\ln(1 - u)}{\ln(1 - p)} \right\rfloor + 1$$

- Simulation d'un  $n$ -échantillon uniforme sur  $[0, 1]$

```
n <- 10000  
u <- runif(n)  
truehist(u)  
head(u)
```

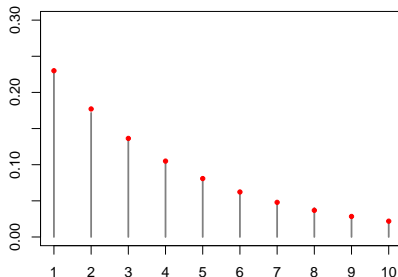
```
[1] 0.5462990 0.7740723 0.9836019 0.7098483 0.9345680  
0.2424564
```



- Transformation : Géométrique de paramètre ( $p = 0.23$ )

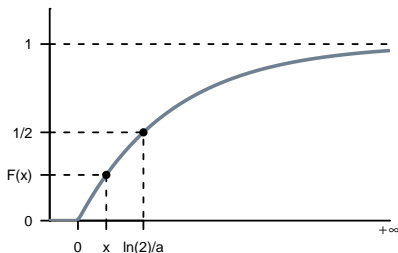
```
p <- 0.23  
x <- floor(log(1 - u) / log(1 - p)) + 1  
plot(table(x) / n, type = "h")  
head(x)
```

```
[1] 4 6 16 5 11 2
```



# Loi exponentielle

$X$  variable aléatoire suivant une loi exponentielle  $\mathcal{E}(a)$  :



$$F(x) = 1 - \exp(-ax)$$

Fonction réciproque (quantile) :

$$F^{-1}(y) = -\frac{1}{a} \ln(1 - y)$$

# Loi exponentielle - Implémentation R

- Simulation d'un  $n$ -échantillon uniforme sur  $[0, 1]$

```
n <- 100000
```

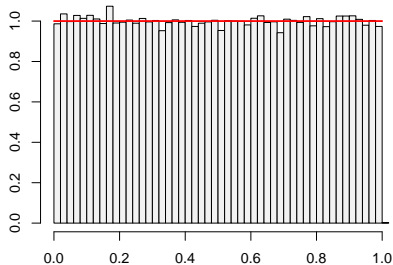
```
u <- runif(n)
```

```
truehist(u)
```

```
head(u)
```

```
[1] 0.56790351 0.05098637 0.47663190 0.39775107
```

```
0.89804282 0.82005418
```



# Loi exponentielle - Implémentation R

- Transformation :  $X = F^{-1}(U)$

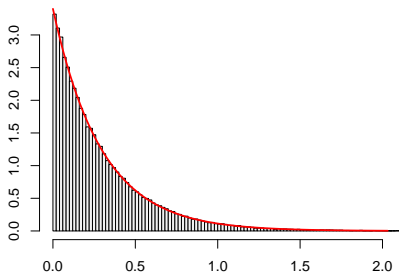
```
a <- 3.4
```

```
x <- -log(1 - u) / a
```

```
truehist(x)
```

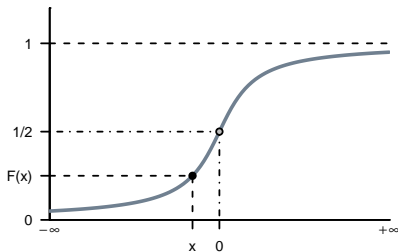
```
head(x)
```

```
[1] 0.2467960 0.0153918 0.1904324 0.1491425 0.6715301  
0.5044410
```



# Loi de Cauchy

$X$  variable aléatoire suivant une loi de Cauchy de paramètres :



$$F(x) = \frac{1}{\pi} \arctan(x) + \frac{1}{2}$$

Fonction réciproque (quantile) :

$$F^{-1}(y) = \tan\left(\pi\left(y - \frac{1}{2}\right)\right)$$

# Loi de Cauchy - Implémentation R

- Simulation d'un  $n$ -échantillon uniforme sur  $[0, 1]$

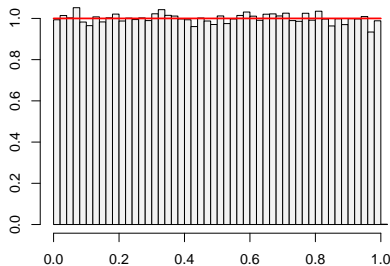
```
n <- 100000
```

```
u <- runif(n)
```

```
truehist(u)
```

```
head(u)
```

```
[1] 0.3677855 0.8883514 0.1003319 0.8282950 0.3155977  
0.0346401
```



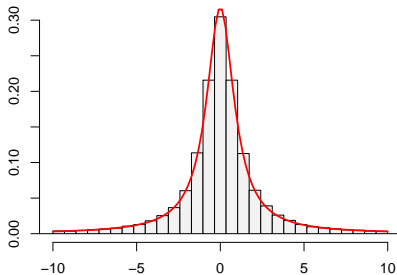


# Loi de Cauchy - Implémentation R

- Transformation :  $X = F^{-1}(U)$

```
x <- tan(pi * (u - 1/2))  
truehist(x)  
head(x)
```

```
[1] -0.4410235 2.7331097 -3.0668002 1.6704213 -0.6541927  
-9.1527537
```



On sait que si :

- $U_1$  suit une loi uniforme sur  $[0, 1]$
- $U_2$  suit une loi uniforme sur  $[0, 1]$
- $U_1$  et  $U_2$  indépendantes

alors :

- $X_1 = \sqrt{-2 \ln U_1} \cos(2\pi U_2)$  suit une loi normale  $(0, 1)$
- $X_2 = \sqrt{-2 \ln U_1} \sin(2\pi U_2)$  suit une loi normale  $(0, 1)$
- $X_1$  et  $X_2$  sont indépendantes

# Loi Normale- Box-Muller - Implémentation R

- Simulation de deux  $n$ -échantillons uniforme sur  $[0, 1]$

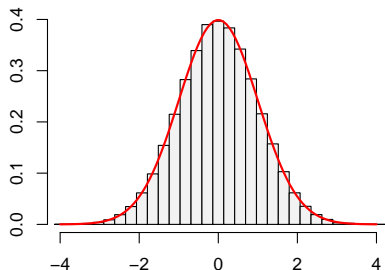
```
n <- 100000
```

```
u1 <- runif(n)
```

```
u2 <- runif(n)
```

- Transformation

```
x1 <- sqrt(-2 * log(u1)) * cos(2 * pi * u2))  
truehist(x1)
```



Méthodes *ad hoc*

# Méthodes *ad hoc*

## Loi de Cauchy

Loi de Cauchy ( $x_0 = 0, a = 1$ ) :

On sait que si :

$X_1$  suit une loi Normale (0, 1)

$X_2$  suit une loi Normale (0, 1)

$X_1$  et  $X_2$  indépendantes

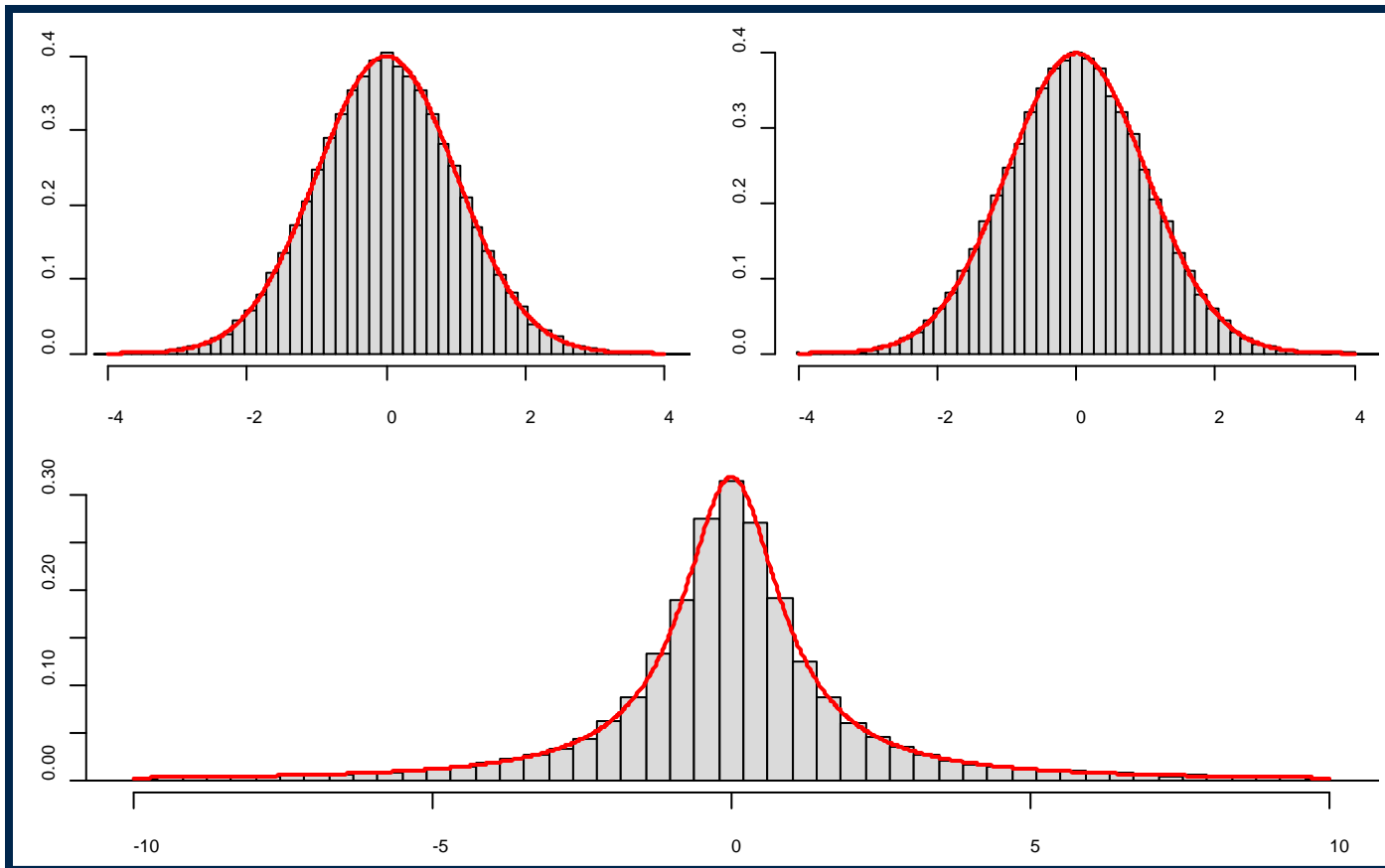
Alors :

$X_1 / X_2$  suit une loi de Cauchy (0, 1)

# Méthodes *ad hoc*

## Loi de Cauchy – Implémentation R

```
n <- 100000; x1 <- rnorm(n); x2 <- rnorm(n)  
truehist(x1 / x2)
```



# Méthodes *ad hoc*

Loi de  $\chi^2$

Loi de  $\chi^2 (n)$  :

On sait que si :

$X_1, X_2, \dots, X_n$  sont  $n$  v.a.r. i.i.d. Normale  $(0, 1)$

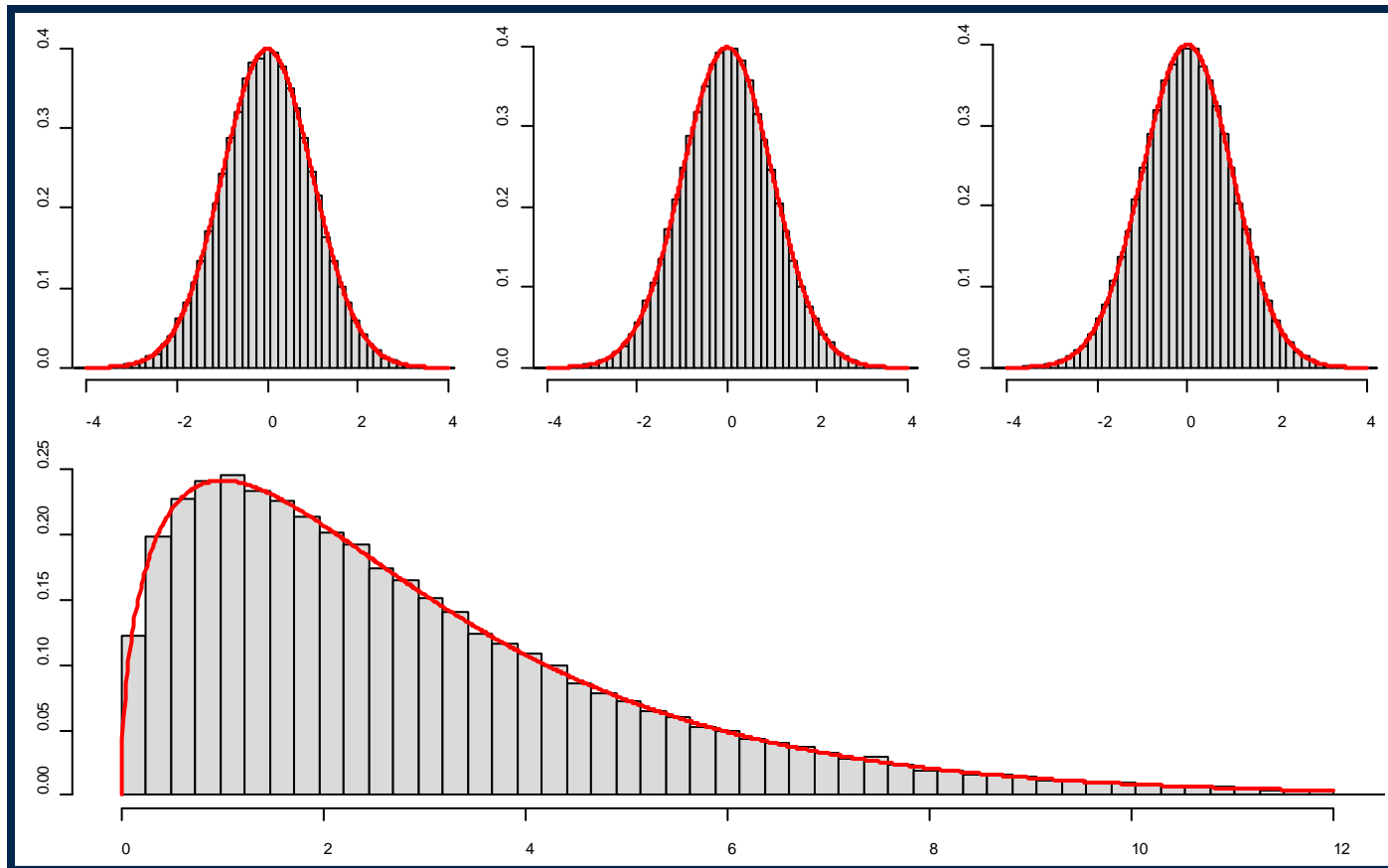
Alors :

$X_1 + X_2 + \dots + X_n$  suit une loi de  $\chi^2 (n)$

# Méthodes *ad hoc*

## Loi de $\chi^2$ – Implémentation R

```
n <- 100000; x1 <- rnorm(n); x2 <- rnorm(n); x3 <- rnorm(n)  
truehist(x1^2 + x2^2 + x3^2)
```





# Méthodes *ad hoc*

## Loi de Student

Loi de Student ( $n$ ) :

On sait que si :

$X_1$  suit une loi Normale (0, 1)

$X_2$  suit une loi de  $\chi^2$  ( $n$ )

$X_1$  et  $X_2$  indépendantes

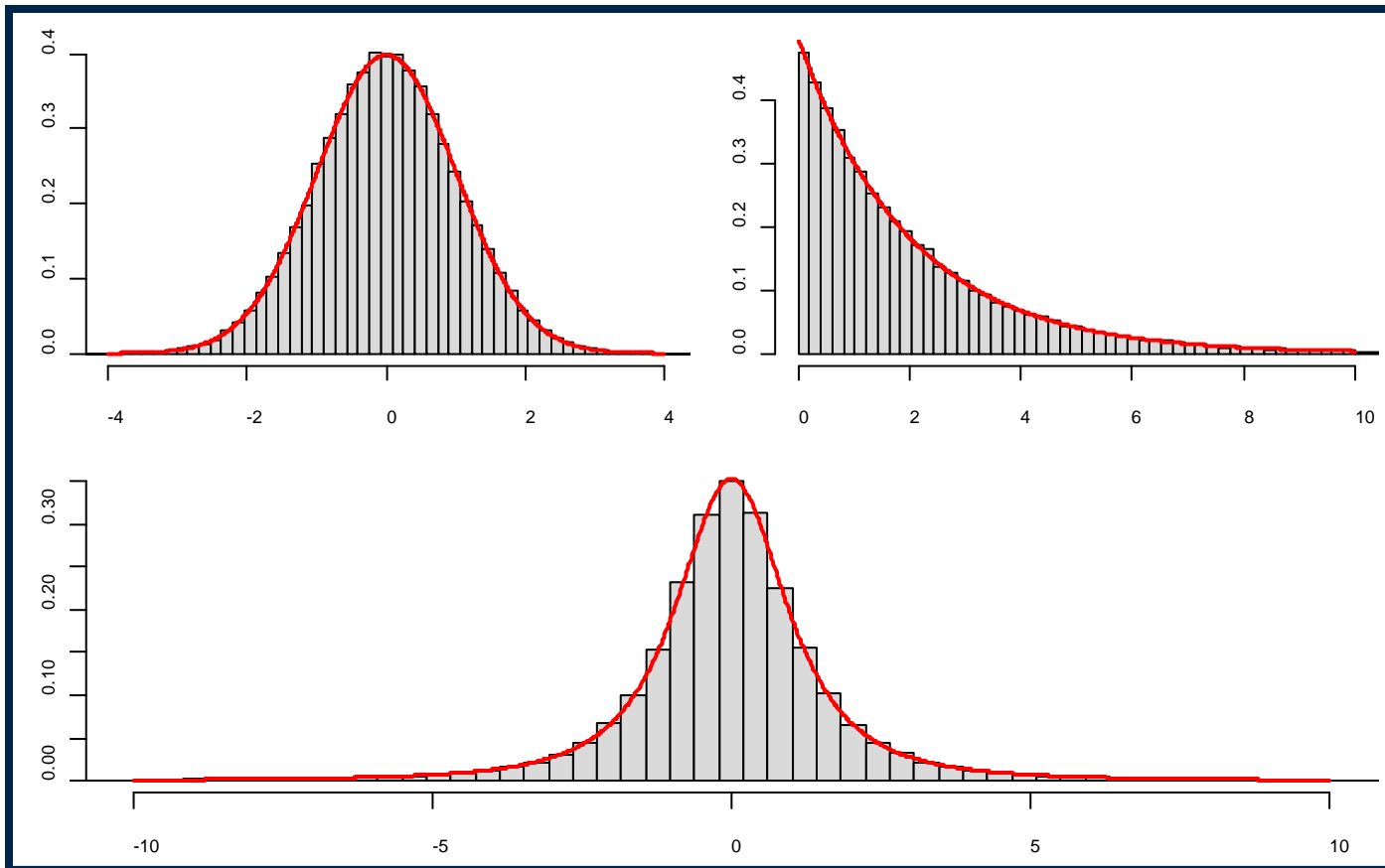
Alors :

$X_1 / \sqrt{X_2 / n}$  suit une loi de Student ( $n$ )

# Méthodes *ad hoc*

## Loi de Student – Implémentation R

```
n <- 100000; x1 <- rnorm(n); x2 <- rchisq(n, 2)  
truehist(x1 / sqrt(x2 / 2))
```



# Méthodes *ad hoc*

Loi de Beta ( $\alpha, \beta$ )

Loi de Beta ( $\alpha, \beta$ ) :

On sait que si :

$X_1$  suit une loi Gamma ( $\alpha, 1$ )

$X_1$  suit une loi Gamma ( $\beta, 1$ )

$X_1$  et  $X_2$  indépendantes

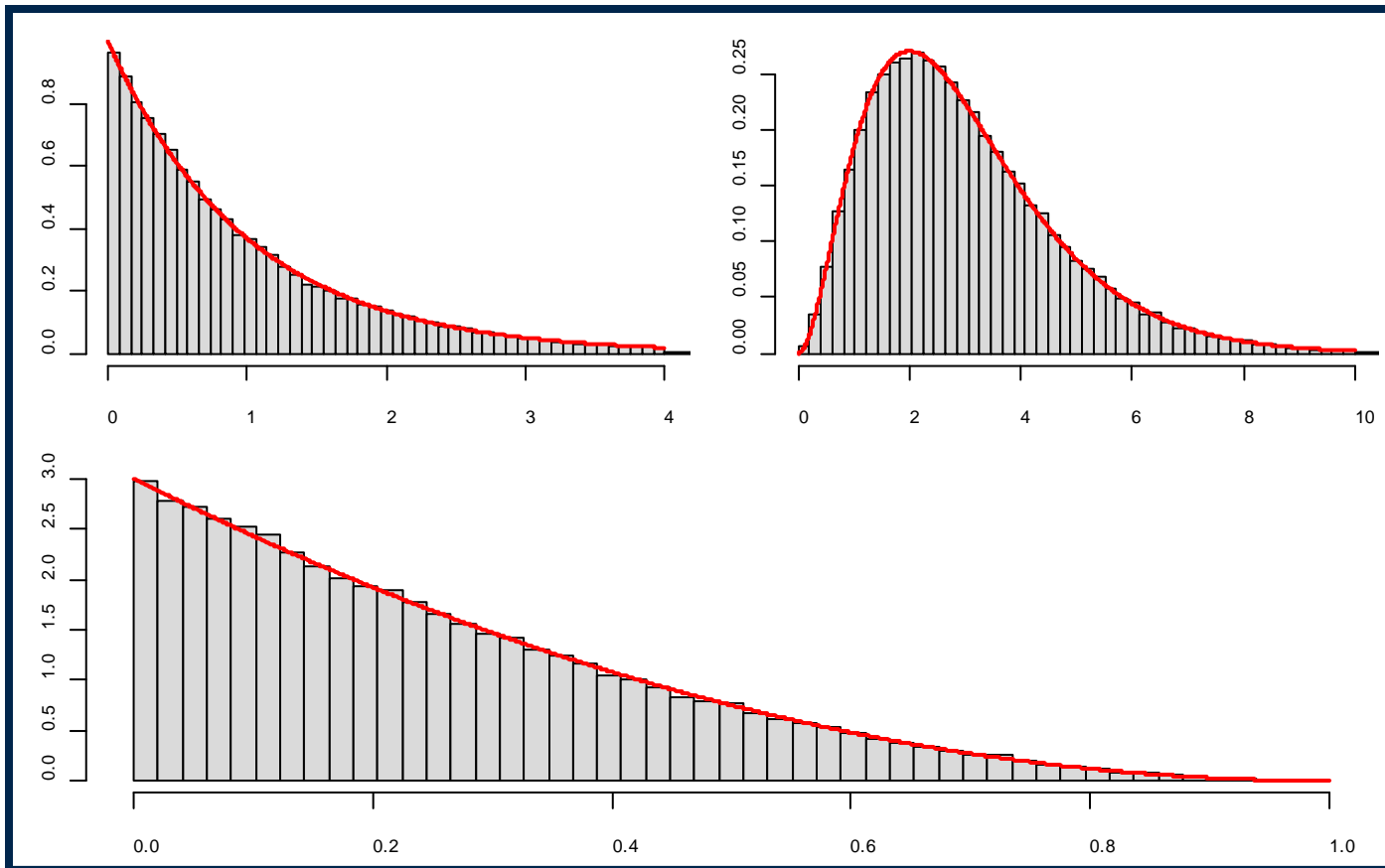
Alors :

$X_1 / (X_1 + X_2)$  suit une loi Beta ( $\alpha, \beta$ )

# Méthodes *ad hoc*

## Loi Beta – Implémentation R

```
n <- 100000; x1 <- rgamma(n, 1, 1); x2 <- rgamma(n, 3, 1)
truehist(x1 / (x1 + x2))
```



Lois multidimensionnelles

# Lois multidimensionnelles

Loi à simuler :  $(X_1, X_2, \dots, X_p) \sim f_{1,2,\dots,p}$

avec (éventuellement)  $X_i$  non indépendante de  $X_j$

Il suffit de remarquer que :

$$f_{1,2,\dots,p}(x_1, x_2, \dots, x_p) = f_1(x_1) f_{2|1}(x_2 | x_1) \dots f_{p|1,2,\dots,p-1}(x_p | x_1, x_2, \dots, x_{p-1})$$

Simulation :

- Simuler  $X_1 \sim f_1$
- Simuler  $X_2 \sim f_{2|X_1=x_1}$
- etc.

Valeur simulée :  $x_1$

Valeur simulée :  $x_2$

# Lois multidimensionnelles

Exemple : loi multinomiale

Loi à simuler :  $(X_1, X_2, X_3) \sim \text{Multinomiale}(n, p_1, p_2, p_3)$

Simulation :

- Simuler  $X_1 \sim \text{Binomiale}(n, p_1)$

Valeur simulée :  $x_1$

- Simuler  $X_2 \sim \text{Binomiale}(n - x_1, p_2 / (1 - p_1))$

Valeur simulée :  $x_2$

- Simuler  $X_3 \sim \text{Binomiale}(n - x_1 - x_2, p_3 / (1 - p_1 - p_2) = 1)$

Valeur simulée :  $x_3 = n - x_1 - x_2$

# Lois multidimensionnelles

Exemple : loi bi-normale centrée-réduite ( $\rho$ )

Loi à simuler :  $(X_1, X_2) \sim \text{Bi-Normale centrée-réduite } (\rho)$

Simulation :

- Simuler  $X_1 \sim \text{Normale } (0,1)$

Valeur simulée :  $x_1$

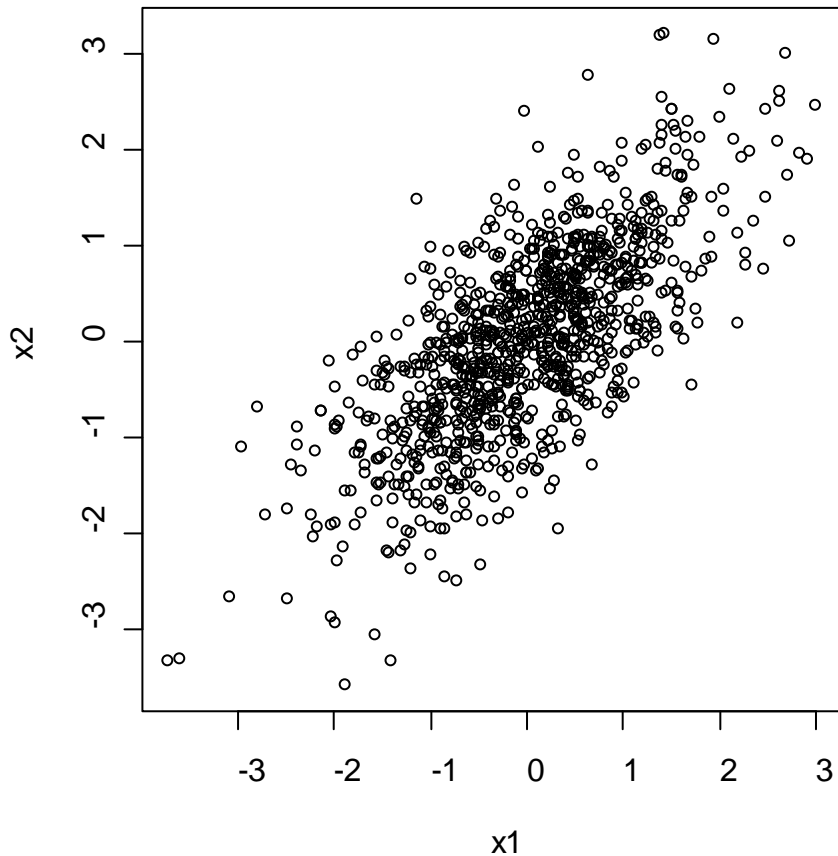
- Simuler  $X_2 \sim \text{Normale } (\rho x_1, 1 - \rho^2)$

Valeur simulée :  $x_2$



# Lois multidimensionnelles

Exemple : loi bi-normale – Implémentation R



```
n <- 1000
rho <- 0.7
x1 <- rnorm(n,0,1)
x2 <- rnorm(n,x1*rho,sqrt(1-rho^2))
plot(x1,x2)
```

Méthode du rejet

# Simulations de variables aléatoires

## Méthode du rejet

$f$  fonction de densité d'une variable de support  $D$  à simuler

$g$  fonction de densité d'une variable  $X$  de même support  $D$  :

- que l'on sait simuler

- qui vérifie :

$$f(x) \leq m \cdot g(x)$$

- Simuler (i.i.d.):  $X_1, X_2, \dots \sim g$  et  $U_1, U_2, \dots \sim \text{Uniforme sur } [0,1]$

- Accepter :  $x_i$  si  $u_i \leq \frac{f(x_i)}{m \cdot g(x_i)}$

En d'autres termes la loi conditionnelle de  $X$  sachant  $u$  a comme densité  $f$

$$U \leq \frac{f(X)}{m \cdot g(X)}$$

La probabilité d'acceptation est :  $1 / m$

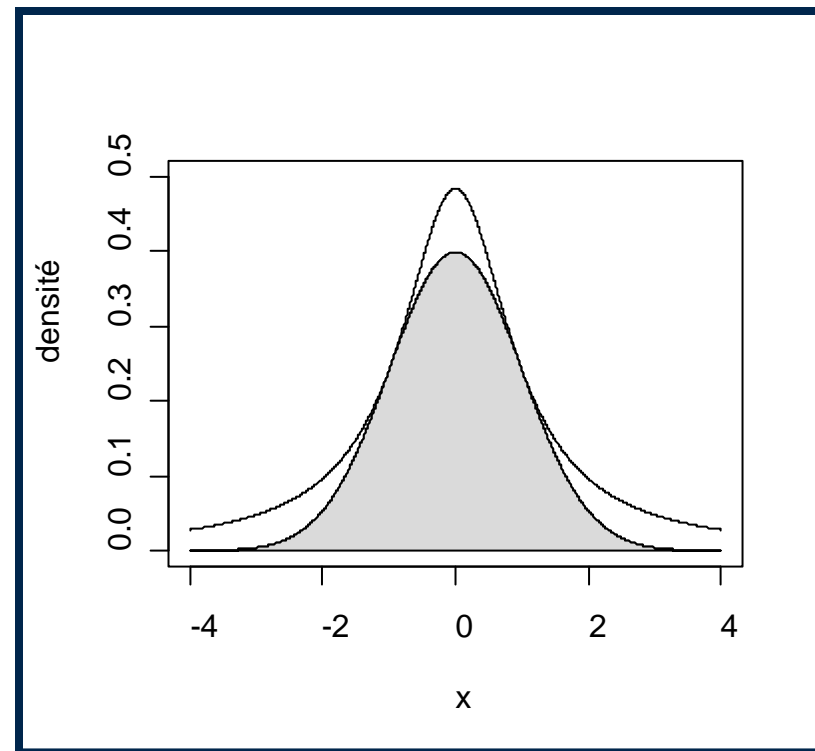
# Méthode du rejet

Exemple : loi normale

Loi Normale (0,1)  $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}x^2\right)$

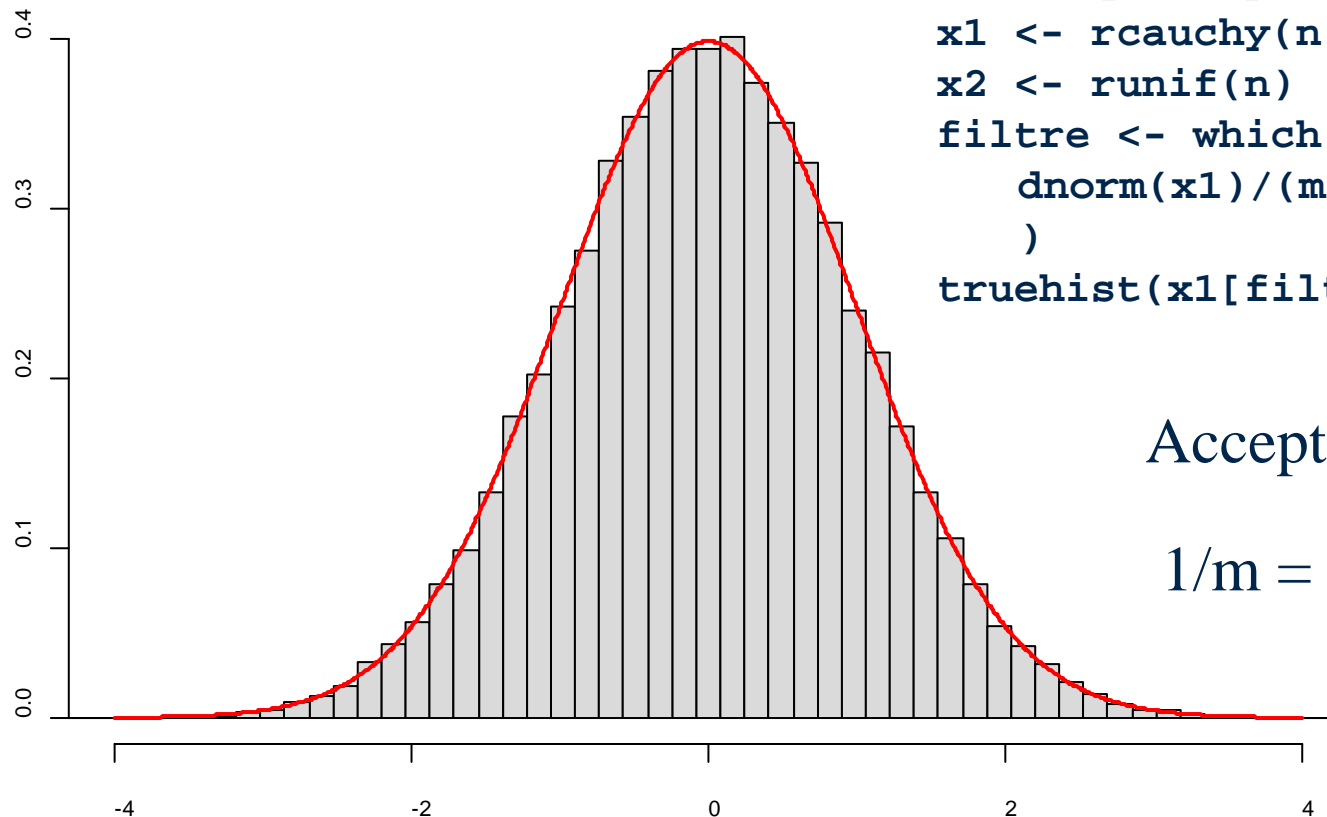
Loi de Cauchy (0, 1)  $g(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$

$$\frac{f(x)}{g(x)} = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \cdot (1+x^2) \cdot \exp\left(-\frac{1}{2}x^2\right) \leq \sqrt{\frac{2\pi}{e}}$$



# Méthode du rejet

Exemple : loi normale – Implémentation R



```
n <- 100000
m <- sqrt(2*pi/exp(1))
x1 <- rcauchy(n)
x2 <- runif(n)
filtre <- which(x2 <=
  dnorm(x1)/(m*dcauchy(x1))
)
truehist(x1[filtre])
```

Acceptées = 66041

$1/m = 0.6577446$

Méthode MCMC

Monte-Carlo Markov Chain

# Algorithme de Metropolis-Hastings

Le problème :

Générer un échantillon de valeurs de densité cible  $f$

Condition nécessaire :

Savoir calculer  $f(x)$  pour tout  $x$

Initialisation : valeur  $x_0$

Loi de proposition :  $g(y | x)$

Pour chaque  $x_i$ , on propose une valeur  $y_i$  suivant la loi de proposition

On accepte ou on rejette  $y_i$  suivant une règle d'acceptation-rejet :

Si rejet :  $x_{i+1} = x_i$

Si acceptation :  $x_{i+1} = y_i$

# Algorithme de Metropolis-Hastings

## Règle d'acceptation-rejet

Acceptation de  $y_i$  avec une probabilité :

$$p = \min \left( 1, \frac{f(y_i) g(x_i | y_i)}{f(x_i) g(y_i | x_i)} \right)$$

La loi de proposition peut être :

- symétrique :  $g(y | x) = g(x | y)$

$$p = \min \left( 1, \frac{f(y_i)}{f(x_i)} \right)$$

- indépendante :  $g(y | x)$  ne dépend pas de  $x$



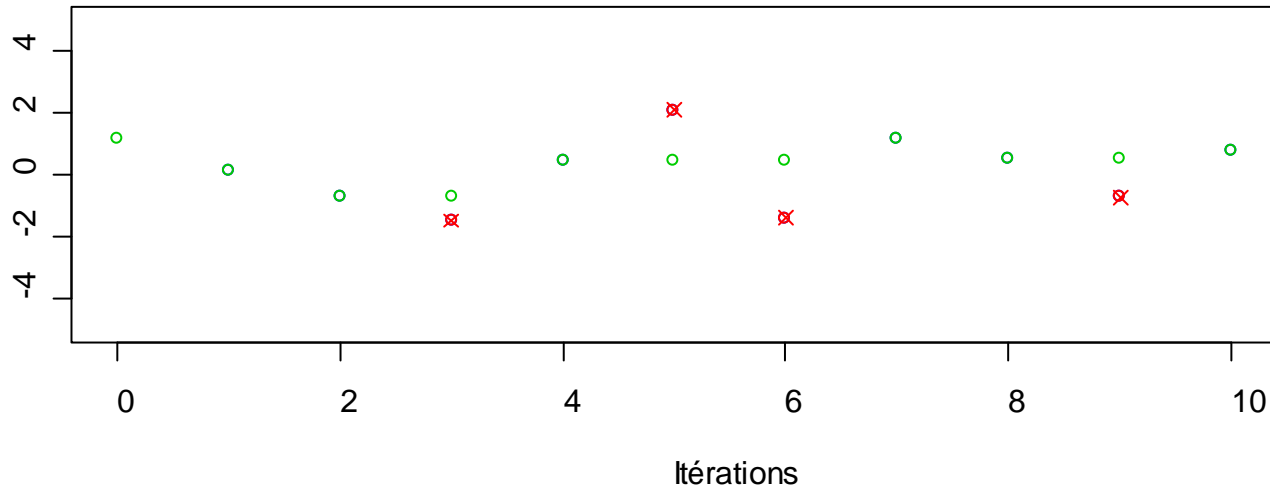
# Algorithme de Metropolis-Hastings

Exemple

Densité cible :  $f \sim N(0,1)$

Loi de proposition :  $g(y|x)$  Uniforme sur  $[x-\delta, x+\delta]$

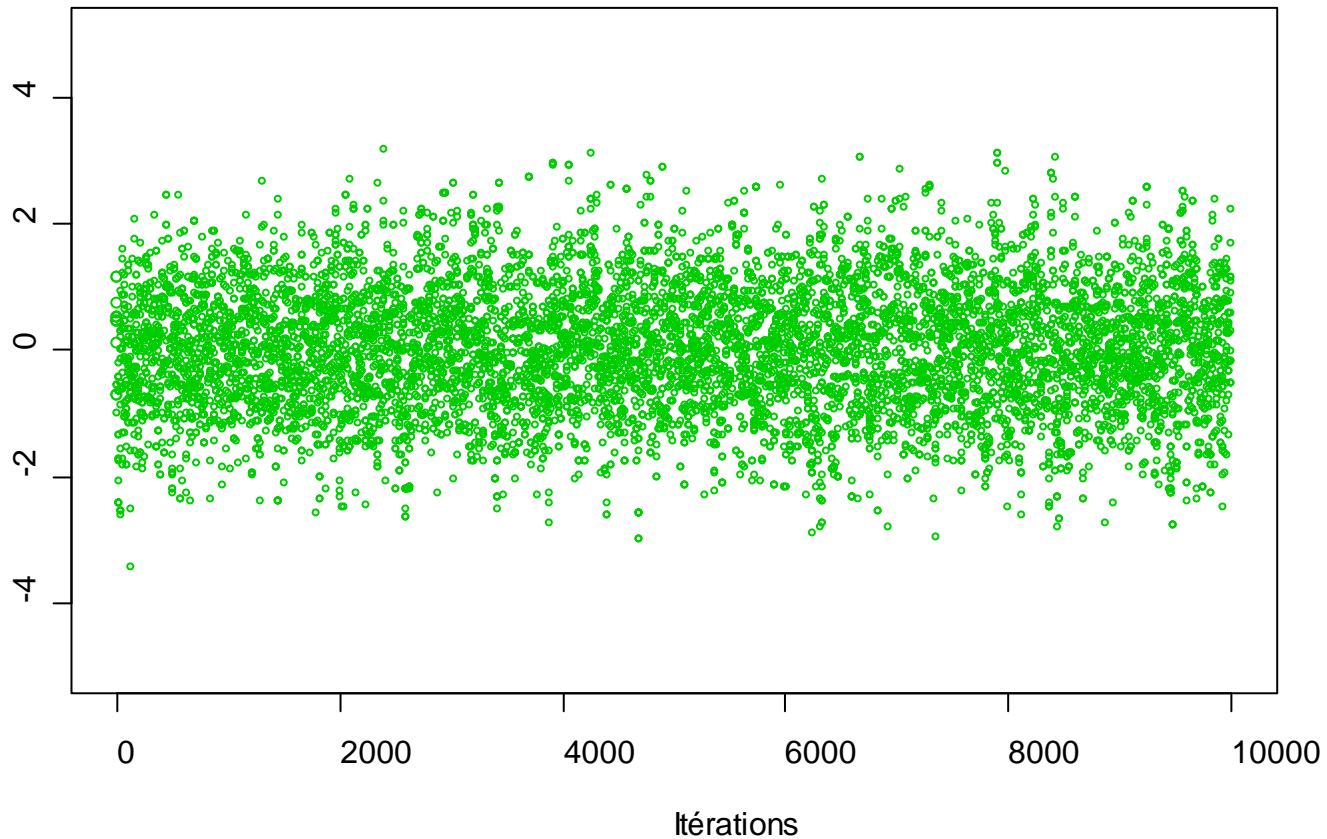
**Séquence MCMC**



# Algorithme de Metropolis-Hastings

Exemple

**Séquence MCMC**



# Algorithme de Metropolis-Hastings

## Exemple

