



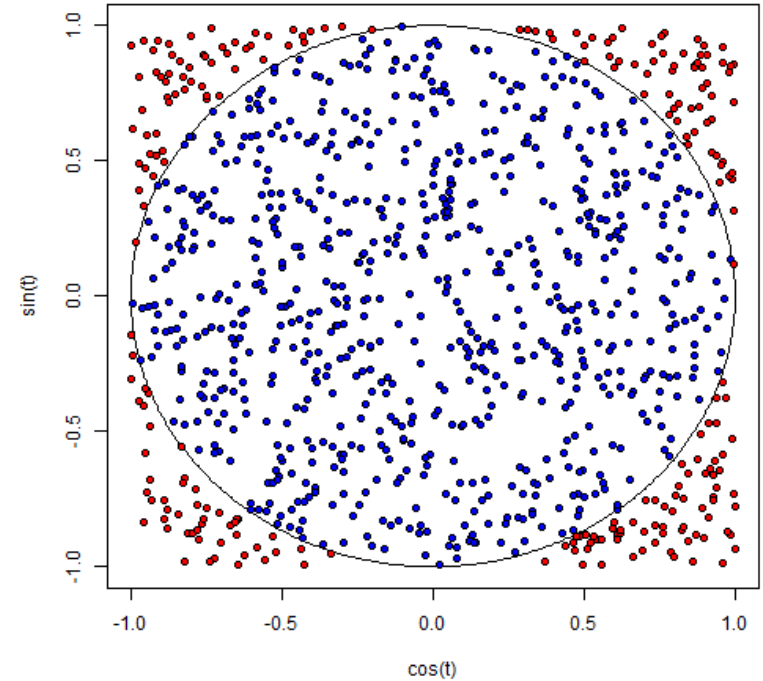
ÉCOLE
D'INGÉNIEURS
PARIS-LA DÉFENSE

Probabilités Numériques

Principe de la méthode par rejet

```
N=1000  
X=runif(N,-1,1)  
Y=runif(N,-1,1)  
Est=4*mean(X^2+Y^2<1)  
Est
```

```
## [1] 3.124
```



Partie 3

Estimer le volume du sphère en dimension 5

- Le volume du 5-cube est $2^5 = 32$
- Nos échantillons sont des points dans le 5-cube.
- Pour chaque point, on regarde si le point est dans la 5-sphère unité (donc $x^2 + y^2 + z^2 + t^2 + m^2 < 1$)

```
N=100000  
T=runif(5*N, -1, 1)  
A=matrix(T,N,5)  
D=apply(A^2,1,sum)  
Est=2^5*mean(D<1)  
Est
```

```
## [1] 5.26592
```

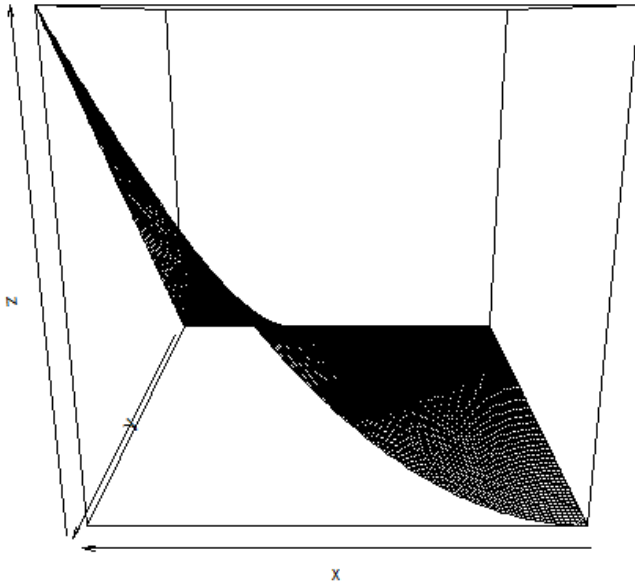
```
(8/15)*pi^2
```

```
## [1] 5.263789
```

Estimer le volume du sphère en dimension 5

- Pour chaque point, on définit la variable aléatoire $X_i \sim \mathcal{B}(\pi^2/60)$.
- On va estimer le volume de la sphère avec $P_n = 32\bar{X}_n = \frac{32}{n} \sum X_i$
- $E(\bar{X}_n) = \pi^2/60$ et $V(\bar{X}_n) = \frac{p(1-p)}{n} = \frac{\pi^2(60-\pi^2)}{60n}$
- D'après le TCL, \bar{X}_n converge en loi vers $\mathcal{N}(p, p(1-p)/n)$
- $E(P_n) = 32 \times \pi^2/60$ et $V(P_n) = 32^2 \frac{\pi^2(60-\pi^2)}{60n}$
- Selon TCL, P_n converge en loi vers $\mathcal{N}(32 \times \pi^2/60, 32^2 \frac{\pi^2(60-\pi^2)}{60n})$
- Donc $IC_{0.95}(P_n) = [P_n \pm 1.96 \frac{32\pi\sqrt{(60-\pi^2)}}{\sqrt{60n}}]$
- Selon l'IC, la vitesse de convergence est $1/\sqrt{n}$. Donc l'avantage de cette méthode est qu'elle est indépendante de la dimension.

Partie 4



```
N=10000  
X=runif(N,0,2)  
Y=runif(N,0,2)  
Z=runif(N,0,8)  
  
mean(Z < X^2*Y)*32
```

```
## [1] 5.2896
```

TD2

La fameuse méthode de Monte Carlo

- $E(X) = \int_{\mathbb{R}} x f(x) dx$ où f est la densité de X .
- Théorème du transfert: Si X est une variable aléatoire de densité f , alors pour toute fonction réelle g on aura $E[g(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$.
- Exemple: $E(X^2) = \int_{\mathbb{R}} x^2 f(x) dx$ ou $E(e^X) = \int_{\mathbb{R}} e^x f(x) dx$
- Loi de grands nombres: Soit X_1, \dots, X_n une suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées. On suppose que $E(|X_i|) < \infty$ et que tous les X_i admettent la même espérance $E(X_i) = m$. Alors:
$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \rightarrow m \quad \text{presque sûrement}$$

Alors,

- Méthode de MC: $\int_{\mathbb{R}} g(x) dx = \int_{\mathbb{R}} \phi(x) f(x) dx$ où f est une densité.
- Ensuite $\int_{\mathbb{R}} \phi(x) f(x) dx = E(\phi(X))$ selon loi de transfert.
- Ensuite $E(\phi(X)) = \frac{1}{n} \sum \phi(X_i)$ selon loi de grands nombres.

Exemple:

On va appliquer sur l'exemple suivant: Soit $I = \int_0^1 e^x dx = E[e^U] = E[f(U)]$ où $U \sim U(0, 1)$

Remarque: la valeur théorique de I est $e - 1 \approx 1.72$.

Estimation par MC: $I = E[e^U] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e^{u_i}$ où les $u_i \sim U(0, 1)$

```
N=10000
U=runif(N,0,1)
#Monte Carlo simple
MC=exp(U)
EMC=mean(MC)
cat("valeur approchée de I par MC simple = ",EMC)
```

```
## valeur approchée de I par MC simple = 1.722529
```

Partie 1

Soit $I = \int_0^1 e^{-3x} dx$. Soit $f(x) = e^{-3x}$. Soit X_i suite de v.a. iid t.q. $X_i \sim \mathcal{U}(0, 1)$.

1. $I = \frac{1}{3}(1 - e^{-3}) = 0.3167376$

2. $E(f(X))$ où $X \sim \mathcal{U}(0, 1)$ Donc $E(f(X)) = \int_{\mathbb{R}} f(u) \times 1_{[0,1]}(u) du = \int_0^1 e^{-3x} dx = I$

3. Un estimateur de I selon la méthode de MC est donc $T_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e^{-3X_i}$ où les $X_i \sim \mathcal{U}(0, 1)$.

4. 5.

```
N=10000; X = runif(N,0,1)
I = mean(exp(-3*X))
I
```

```
## [1] 0.318791
```


6. On cherche une estimation de $V(f(X))$

```
# Estimation de la variance de l'estimateur  
variance_estime = var(exp(-3*X))  
variance_estime
```

```
## [1] 0.06666105
```

7. Variance théorique:

$$V(f(X)) = E[f^2(X)] - E^2[f(X)]$$

or $E[f^2(X)] = \int_{\mathbb{R}} f^2(u) \times 1_{[0,1]}(u) du = \int_0^1 e^{-6x} dx = \frac{1}{6}(1 - e^{-6})$ Donc

$$V(f(X)) = \frac{1}{6}(1 - e^{-6}) - \left(\frac{1}{3}(1 - e^{-3})\right)^2 = \frac{1}{18}(1 - 5e^{-6} + 4e^{-3}) \text{ Théoriquement, } V(X) = 0.0659308$$

8. L'intervalle de confiance à 99% est $IC_{0.99} = [I \pm z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$ où σ^2 est la variance théorique $\frac{1}{18}(1 - 5e^{-6} + 4e^{-3})$.

La précision est $z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$.

On cherche n t.q $2.58 \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < 10^{-4}$ Donc il faut $n > 43744408$

Application numérique

```
Vtheorique = 1/18*(1-5*exp(-6)+4*exp(-3))  
z=qnorm(0.995)  
n=(sqrt(Vtheorique)*z*10^4)^2  
n
```

```
## [1] 43744408
```

```
# X=runif(n, 0, 1)  
# Est=mean(exp(-3*X))  
# Est
```

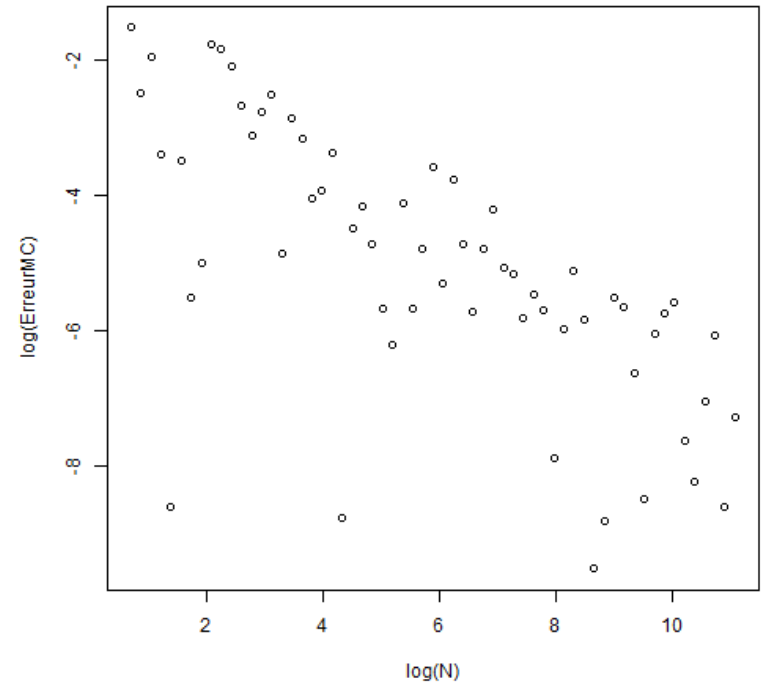
La valeur théorique est 0.3167376

9.

```
N=2^seq(1,16,0.25)
IappMC=rep(0,length(N))
k=1
for (i in N){
  a=0
  b=1
  X=runif(i)
  IappMC[k]=mean(exp(-3*X))
  k=k+1
}
```

```
ErreurMC=abs(IappMC-I)
```

```
N= 10000
U = runif(N)
EstMC = cumsum(exp(-3*U))/(1:N)
```



```
ErrMC.lm=lm(log(ErreurMC)~log(N))
print(ErrMC.lm$coefficients)
```

```
## (Intercept)      log(N)
## -2.1549673    -0.4550665
```

Empiriquement la convergence semble bien être en $\frac{1}{\sqrt{n}}$

10.

```
f=function(x) exp(-3*x)
I=1/3*(1-exp(-3))

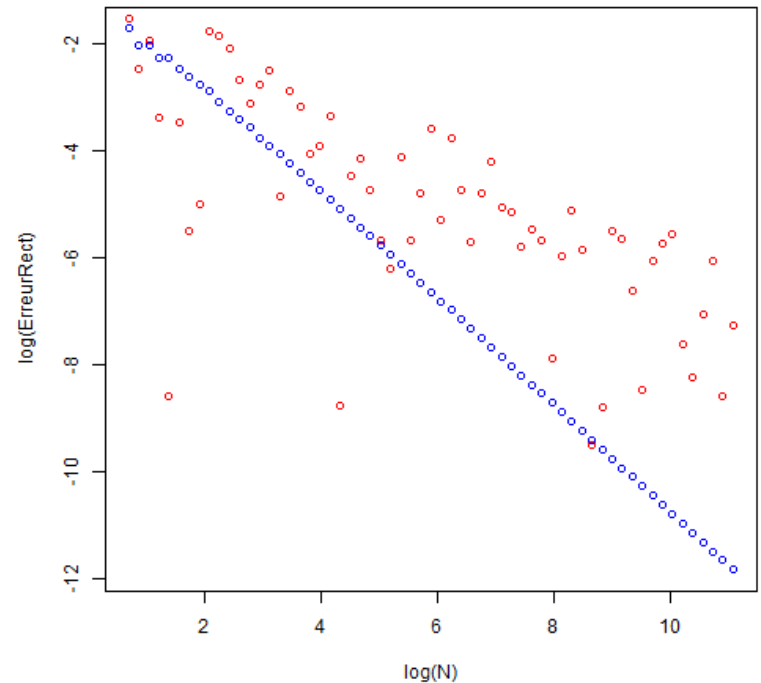
N=2^seq(1,16,0.25)

IappRect=rep(0,length(N))
k=1

for (i in N){
  a=0
  b=1
  X=seq(a,b,length.out = i+1 )
  X=X[2:length(X)]
  IappRect[k]=mean(f(X))
  k=k+1
}

ErreurRect=abs(IappRect-I)
```

```
plot(log(N),log(ErreurRect),col="blue")
points(log(N),log(ErreurMC),col="red")
```



```
ErrRect.lm=lm(log(ErreurRect)~log(N))
print(ErrRect.lm$coefficients)
```

```
## (Intercept)      log(N)
## -0.8925178  -0.9817115
```

Partie 2

$$J = \int_0^1 x \sin(1/x) dx$$

2. $J = \int_R x \sin(1/x) \times 1_{[0,1]}(x) dx = E(U \sin(1/U))$ où $U \sim \mathcal{U}(0,1)$ Selon MC simple on estime J avec $1/n \sum_i u_i \sin(1/u_i)$

```
N=10000; U=runif(N) ; print(mean(U*sin(1/U)))
```

```
## [1] 0.3819955
```

```
integrate(function(x) x*sin(1/x), 0,1)
```

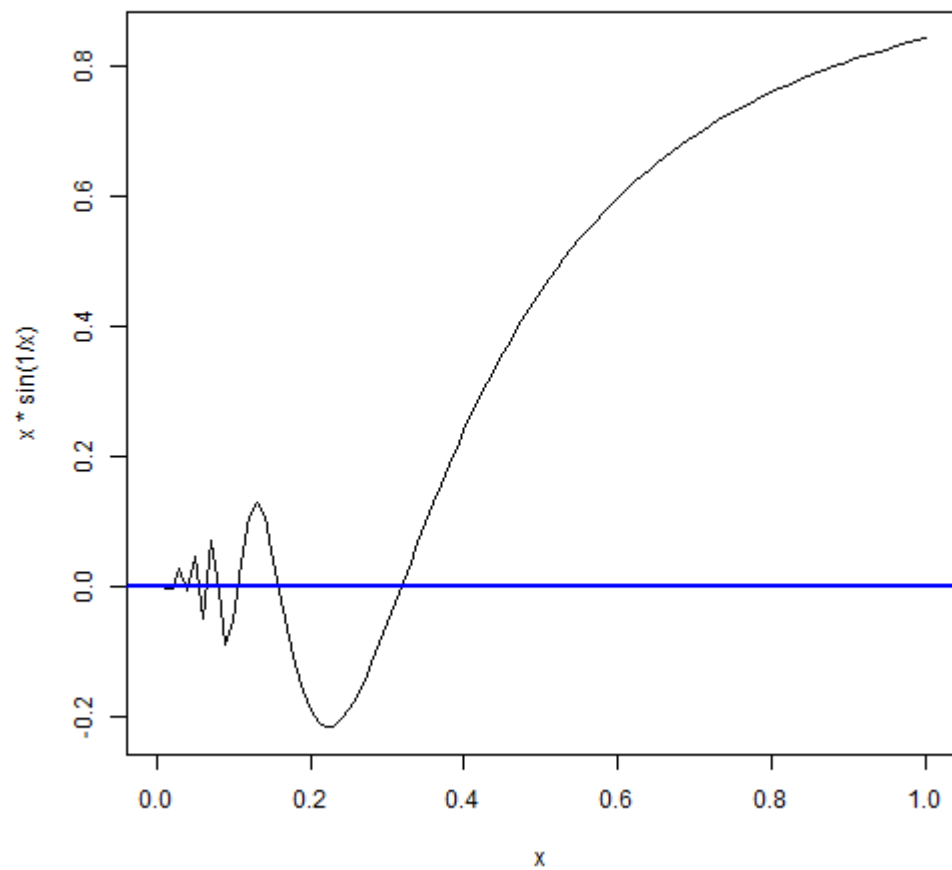
```
## 0.3785262 with absolute error < 7.7e-05
```

```
integrate(function(x) exp(-3*x), 0,1)
```

```
## 0.3167376 with absolute error < 3.5e-15
```

```
curve(x*sin(1/x),0,1) ; abline(h=0, col="blue", lwd=2)
```

```
## Warning in sin(1/x): production de NaN
```



TD3

Réduction de variance avec Variable antithétique

Partie 1

Soit $I = \int_0^1 e^x dx$

1. $I = e - 1 = 1.718282$

2. $I = \int_0^1 e^x dx = \int_R e^x \times 1_{[0,1]}(x) dx = E(e^U)$ où $U \sim \mathcal{U}(0, 1)$

Donc $T_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e^{u_i}$ est un estimateur de I .

Variance: $V(e^U) = \int_0^1 (e^x)^2 dx - (\int_0^1 e^x dx)^2 = -\frac{1}{2}e^2 + 2e - \frac{3}{2} = 0.2420356$

$$V(T_n) = \frac{-e^2 + 4e - 3}{2n}$$

3.

```
I=exp(1)-1
```

```
#Question 3
```

```
N=10000
```

```
X=runif(N)
```

```
EstMC=mean(exp(X))
```

```
EstMC
```

```
## [1] 1.71781
```

```
print(EstMC-I)
```

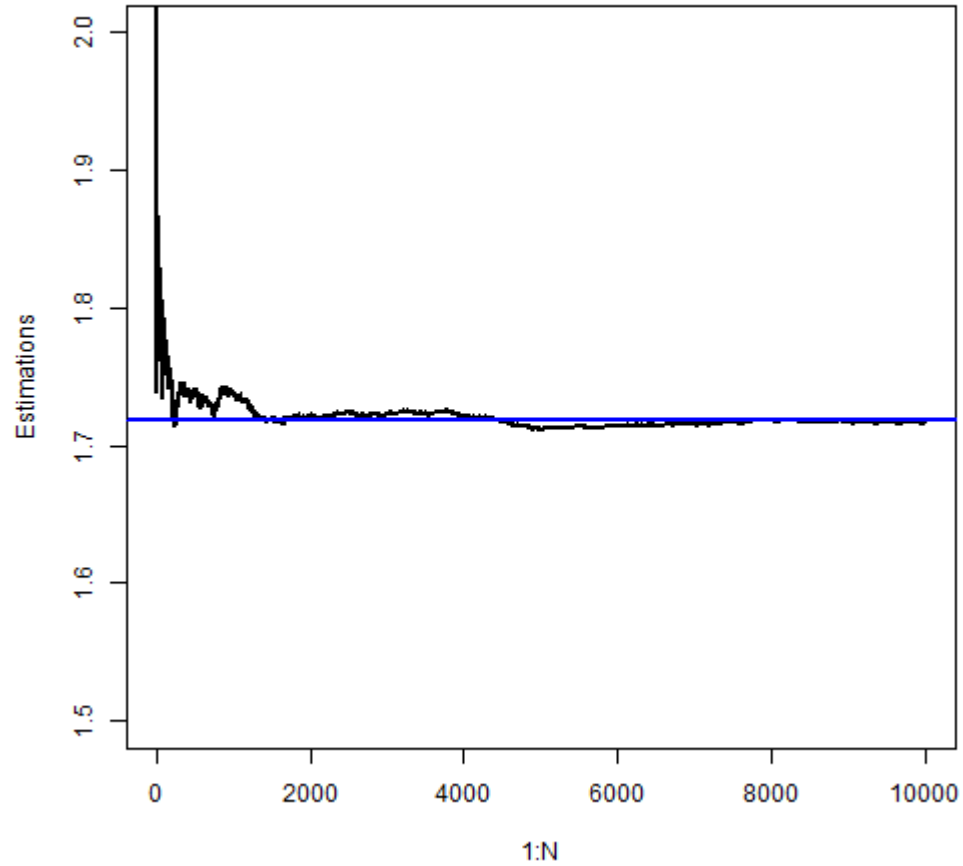
```
## [1] -0.00047201
```

```
print(var(exp(X)))
```

```
## [1] 0.2412118
```



```
plot(1:N, cumsum(exp(X))/(1:N), type="l", ylim=c(1.5,2), col="black", lwd=2, ylab = "Estimations")  
abline(h=exp(1)-1, col="blue", lwd=2)
```



4. Loi de $Y = 1 - X$ où $X \sim \mathcal{U}(0, 1)$

Soit $(a, b) \in [0, 1]^2$ t. q. $a < b$.

$P(a < Y < b) = P(a < 1 - X < b) = P(1 - b < X < 1 - a)$ or $1 - b < 1 - a$ et sont dans $[0, 1]$ Donc
 $P(1 - b < X < 1 - a) = F_X(1 - a) - F_X(1 - b)$

Or $X \sim \mathcal{U}(0, 1)$ donc $f_X(x) = 1_{[0,1]}(x)$ et $F_X(x) = x$ si $x \in [0, 1]$

Alors $P(1 - b < X < 1 - a) = F_X(1 - a) - F_X(1 - b) = (1 - a) - (1 - b) = b - a = P(a < X < b)$

On a démontré que $\forall (a, b) \in [0, 1]^2$ t. q. $a < b$

$P(a < Y < b) = P(a < X < b)$

Donc si $X \sim \mathcal{U}(0, 1)$, $1 - X \sim \mathcal{U}(0, 1)$

5. $\text{cov}(f(X), f(1 - X)) = E(f(X)f(1 - X)) - E(f(X))E(f(1 - X))$

Or $E(f(X)f(1 - X)) = E(e^x e^{1-x}) = E(e) = e$ et $E(f(X)) = E(f(1 - X)) = \dots = e - 1$

Donc $\text{cov}(f(X), f(1 - X)) = e - (e - 1)^2 \approx -0.23$

Donc $f(X)$ et $f(1 - X)$ sont corrélées négativement, où $X \sim \mathcal{U}(0, 1)$ et $f(x) = e^x$

6. $V\left(\frac{1}{2}(f(X) + f(1 - X))\right) = \frac{1}{4} \left(V(f(X)) + V(f(1 - X)) + 2\text{cov}(f(X)f(1 - X)) \right) =$
 $\frac{1}{4} \left(2\left(-\frac{1}{2}e^2 + 2e - \frac{3}{2}\right) - e^2 + 3e - 1 \right) = \dots \approx 0.0039 \ll V(f(X)) \approx 0.24$

7. Un estimateur de MC amélioré en utilisant la variable anithétique $Y = 1 - X$ est donc

$$T_n = E\left[\frac{1}{2}(f(X) + f(1 - X))\right] = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n (e^{x_i} + e^{1-x_i})$$

```
N=10000
X=runif(N)
EstMC=mean(exp(X))
EstMC
```

```
## [1] 1.724583
```

```
var(exp(X))
```

```
## [1] 0.2456901
```

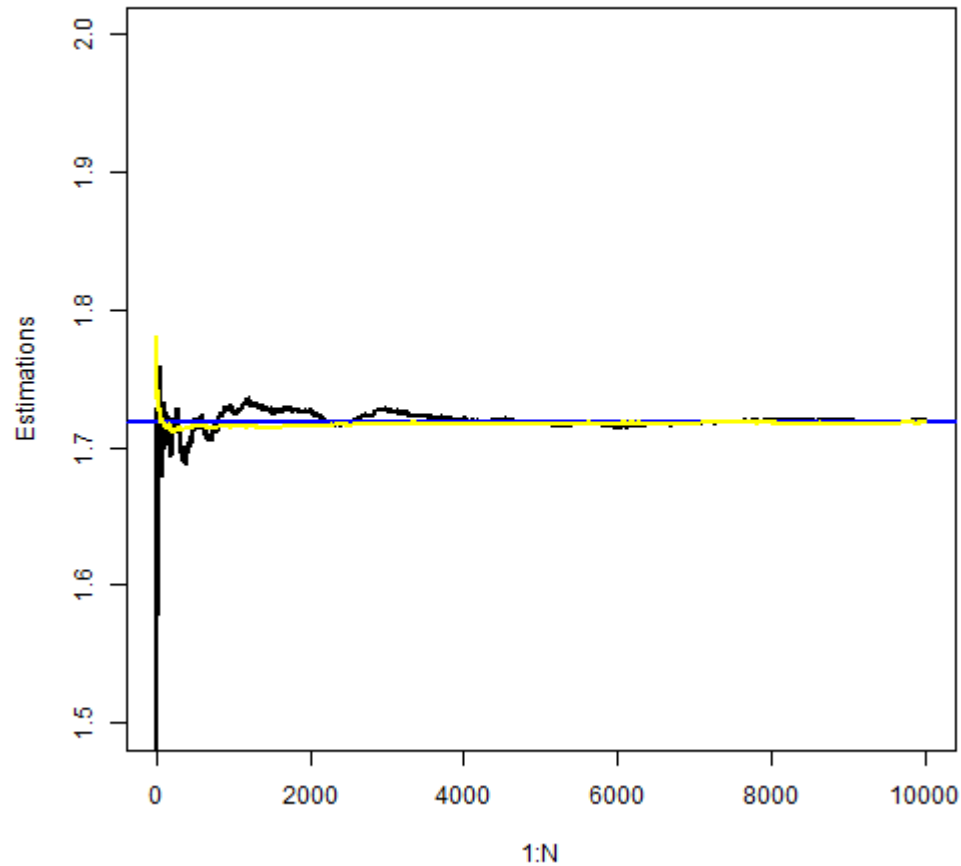
```
EstMCVA = 0.5*mean(exp(X) + exp(1-X))
EstMCVA
```

```
## [1] 1.719184
```

```
var(0.5*(exp(X) + exp(1-X)))
```

```
## [1] 0.003968487
```

```
plot(1:N, cumsum(exp(X))/(1:N),type="l", ylim=c(1.5,2), col="black", lwd=2, ylab = "Estimations")
abline(h=exp(1)-1, col="blue", lwd=2)
lines(1:N, cumsum(0.5*(exp(U)+exp(1-U)))/(1:N), col="yellow", lwd=2)
```



8. D'une part, pour MC simple:

$$IC_{99.9\%} = \left[I \pm z_{0.9995} \frac{\sqrt{V(f(X))}}{\sqrt{n}} \right]$$

On cherche n t.q $z_{0.9995} \frac{\sqrt{V(f(X))}}{\sqrt{n}} \leq 10^{-4}$ Donc $n \geq (z_{0.9995} \times \sqrt{V(f(X))} \times 10^4)^2$ càd $n \geq 262065656$ pour MC simple.

D'autre part, pour MC amélioré par une Variable antithétique:

$$IC_{99.9\%} = \left[I \pm z_{0.9995} \frac{\sqrt{V(1/2(f(X)+f(1-X)))}}{\sqrt{n}} \right]$$

On cherche n t.q $z_{0.9995} \frac{\sqrt{V(1/2(f(X)+f(1-X)))}}{\sqrt{n}} \leq 10^{-4}$ Donc $n \geq (z_{0.9995} \times \sqrt{V(1/2(f(X) + f(1 - X)))} \times 10^4)^2$ càd $n \geq 16575$

Partie 2: Réduction de Variance avec Variable de contrôle

L'idée ici est similaire à la partie précédente, on va se servir d'un unique tirage suivant une certaine loi, pour générer deux variables aléatoires, une que l'on cherche à estimer, et une dont on connaît l'espérance et corrélée positivement avec celle que l'on cherche à estimer. En fait on va chercher une variable « proche » de celle que l'on cherche à estimer.

L'idée est d'écrire

$$E[f(X)] = E[f(X) - h(X)] + E[h(X)]$$

où

- $E[h(X)]$ explicite
- $V[f(X) - h(X)] \ll V[f(X)]$
- intuitivement $f(X)$ et $h(X)$ proches.

Donc pour I, on va considérer $f(U) = e^U$. On va choisir $h(U) = 1 + U$ comme $e^x \approx 1 + x$ près de 0 (dl d'ordre 1).

1. $g(x) = e^x$. P est la partie régulière du développement limité d'ordre 1 de g donc $P = 1 + x$.

2. $b = E(P(X)) = E(1 + X) = \int_0^1 (1 + x) dx$ car $X \sim \mathcal{U}(0, 1)$. Alors $b = E(P(X)) = [x + \frac{x^2}{2}]_0^1 = \frac{3}{2} = b$

3. $cov(g(X), X) = E(Xg(X)) - E(X)E(g(X))$ Or $E(Xg(X)) = \int_0^1 x e^x dx = 1$

Donc $cov(g(X), X) = 1 - \frac{1}{2}(e - 1) = \frac{3-e}{2} > 0$

On en déduit que $cov(g(X), P(X)) = cov(g(X), 1 + X) = \frac{3-e}{2}$

4. Soit $T_i = g(X_i) - P(X_i) + b$.

$E(T_i) = E(g(X_i) - P(X_i) + b) = E(g(X_i)) - E(P(X_i)) + b$

Et $b = E(P(X_i))$ donc $E(T_i) = E(g(X_i)) = I$

$$\begin{aligned}
V(T_i) &= V(g(X_i) - P(X_i) + b) = V(g(X_i) - P(X_i)) = V(g(X_i)) + V(P(X_i)) - 2\text{cov}(g(X_i), P(X_i)) \\
&= -\frac{1}{2}e^2 + 2e - \frac{3}{2} + V(1 + X_i) - 2 \times \frac{3-e}{2} \\
&= -\frac{1}{2}e^2 + 2e - \frac{3}{2} + V(X_i) - 2 \times \frac{3-e}{2}
\end{aligned}$$

Rq $V(X + a) = V(X)$ et si X suit la loi uniforme sur $[0,1]$, $V(X) = 1/12$.

Alors $V(T_i) = -\frac{1}{2}e^2 + 3e - \frac{53}{18} \approx 0.043$

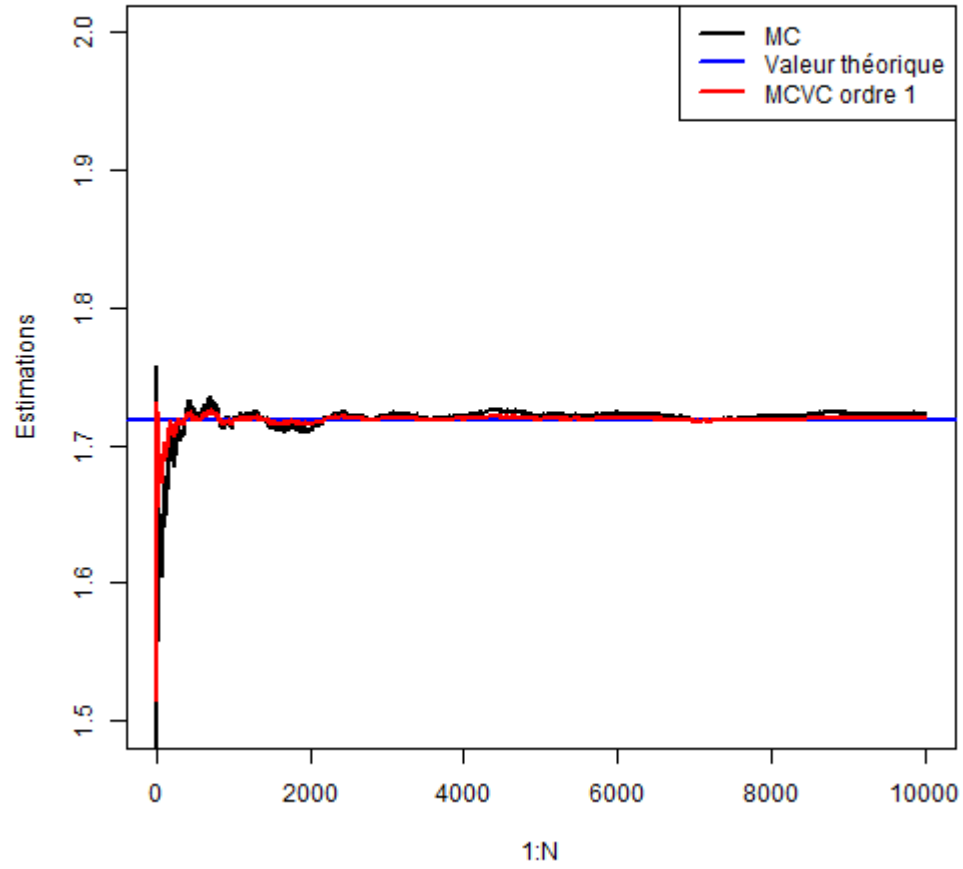
Implémentation: Donc nous allons estimer I par $\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e^{x_i} - (1 + x_i)) \right] + \frac{3}{2}$

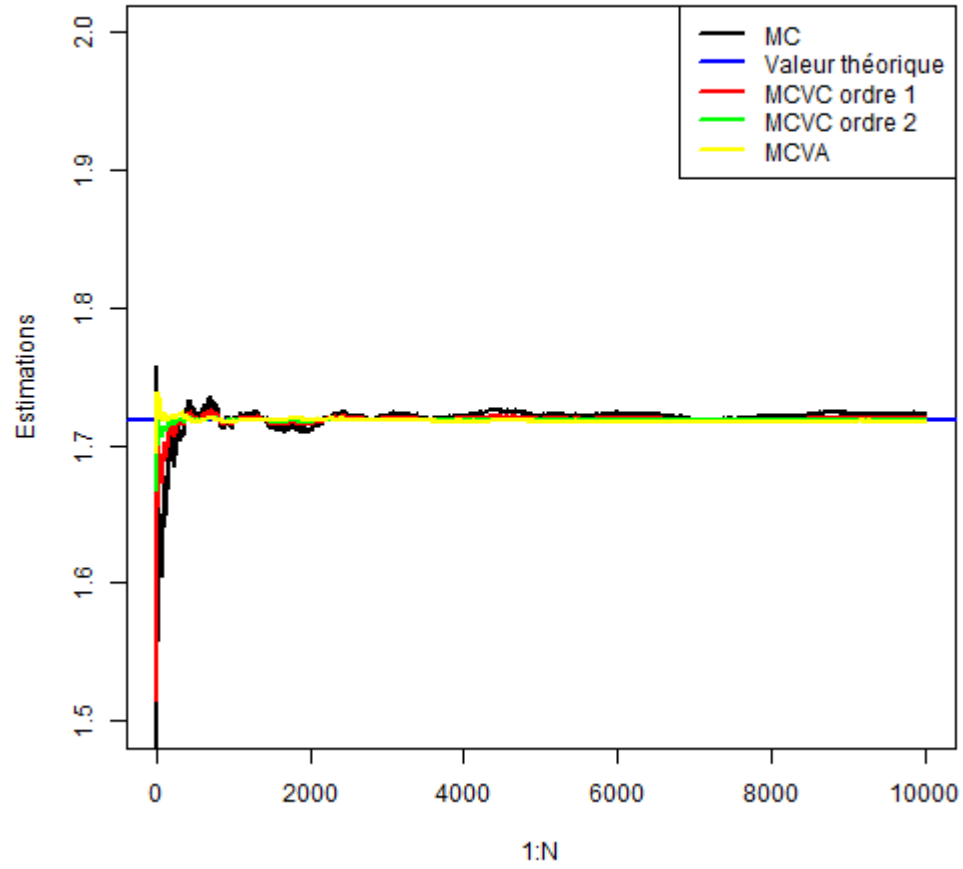
```

N=10000
X=runif(N) # X est de loi uniforme sur [0,1]
EstMC=mean(exp(X)) # Estimateur Monte Carlo simple
EstMCVA = 0.5*mean(exp(X) + exp(1-X)) # Estimateur MC avec Variable antithétique
EstMCVC_1 = mean(exp(X)-X-1) + 3/2 # Estimateur MC avec Variable de controle d'ordre 1
EstMCVC_1

```

```
## [1] 1.721148
```





$$6. g(X) = e^X, \quad P(X) = 1 + X + \frac{X^2}{2} + \frac{X^3}{6} + o(X^3)$$

$$\text{Or } E\left(\frac{X^2}{2}\right) = \int_0^1 \frac{x^2}{2} = 1/6, \quad E\left(\frac{X^3}{6}\right) = 1/24$$

Donc $b = 1 + 1/2 + 1/6 + 1/24$.

L'estimateur est donc $E(g(X) - P(X)) + b = E\left(e^X - \left(1 + X + \frac{X^2}{2} + \frac{X^3}{6}\right)\right) + 1 + 1/2 + 1/6 + 1/24$

$$\text{càd } \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(e^{x_i} - \left(1 + x_i + \frac{x_i^2}{2} + \frac{x_i^3}{6} \right) \right) \right] + 1 + 1/2 + 1/6 + 1/24$$

++ (A vous de faire) : calcul de $cov(g, P) (> 0)$ et calcul de $V(g(X) - P(X) + b)$ pour voir qu'elle est réduite (≈ 0.000188)

```
N=10000
X=runif(N) # X est de loi uniforme sur [0,1]
EstMC=exp(X) # Estimateur Monte Carlo simple
EstMCVA = 0.5*(exp(X) + exp(1-X)) # Estimateur MC avec Variable antithétique
EstMCVC_1 = exp(X)-X-1 + 3/2 # Estimateur MC avec Variable de controle d'ordre 1
EstMCVC_3= exp(X)-1-X-X^2/2-X^3/6+1+0.5+1/6+1/24
mean(EstMCVC_3)
```

```
## [1] 1.718283
```

```
# comparaison de variances
var(EstMCVC_3)
```

```
## [1] 0.000184122
```

```
Y=1-X
VA_VC_3 = exp(Y)-1-Y-Y^2/2-Y^3/6+1+0.5+1/6+1/24
EstMC_VA_VC3 = 0.5*(EstMCVC_3 + VA_VC_3)
mean(EstMC_VA_VC3)
```

```
## [1] 1.718349
```

```
var(EstMC_VA_VC3)
```

```
## [1] 4.427144e-05
```

```
var(EstMCVC_3)/var(EstMC_VA_VC3)
```

```
## [1] 4.158933
```

```
var(EstMC)/var(EstMC_VA_VC3)
```

```
## [1] 5506.958
```

TD4

On s'intéresse à $I = \int_{-1}^1 \ln(x+2)dx$. On pose $g(x) = \ln(x+2)$

Soit $U \sim \mathcal{U}(-1, 1)$ donc la densité de U est $f_U(u) = \frac{1}{2} \times 1_{[-1,1]}(u)$

1. $I = \int_{-1}^1 \ln(x+2)dx = [(x+2)\ln(x+2) - (x+2)]_{-1}^1 = 3\ln(3) - 2 = 1.295837$

2. $E(g(U)) = \int_{-1}^1 \ln(u+2) \times \frac{1}{2}du = \frac{1}{2}I$.

Donc on propose d'estimer I par $T = 2E(g(U))$ qu'on estime selon la méthode de MC simple par $2 \times \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(u_i + 2)$ où les $u_i \sim \mathcal{U}(-1, 1)$.

3. $V(g(U)) = E(g^2(U)) - E^2(g(U))$

Or $E(g^2(U)) = \frac{1}{2} \int_{-1}^1 \ln^2(u+2)du = \frac{1}{2} \int_{-1}^1 1 \times \ln^2(u+2)du = \dots$ IPP où $u' = 1$ et $v = \ln^2(u+2)$

$$= \frac{1}{2} \left([u \ln(u+2)]_{-1}^1 - \int_{-1}^1 \frac{2u}{2+u} \ln(u+2)du \right) = \frac{1}{2} \left(\ln^2(3) - 2 \int_{-1}^1 \frac{u+2-2}{2+u} \ln(u+2)du \right)$$

$$= \frac{1}{2} \left(\ln^2(3) - 2 \int_{-1}^1 (\ln(u+2) - 2 \frac{\ln(u+2)}{2+u})du \right) = \frac{1}{2} \left(\ln^2(3) - 2(3\ln(3) - 2) + 4 \int_{-1}^1 \frac{\ln(u+2)}{2+u}du \right)$$

$$= \frac{1}{2} \left(\ln^2(3) - 2(3\ln(3) - 2) + 4 \left[\frac{\ln^2(u+2)}{2} \right]_{-1}^1 \right) = \dots = \frac{3}{2}\ln^2(3) - 3\ln(3) + 2$$

Donc $V(g(U)) = 1 - \frac{3}{4}\ln^2(3)$ et $V(2g(U)) = 4V(g(U)) = 4 - 3\ln^2(3) \approx 0.38$

4.

```
#1  
I=3*log(3)-2  
I
```

```
## [1] 1.295837
```

```
#3  
n=10000  
U=runif(n,-1,1)  
g=function(x)  
{  
  return(log(x+2))  
}  
EstMC=2*g(U)  
print(mean(EstMC))
```

```
## [1] 1.301941
```

```
print(var(EstMC))
```

```
## [1] 0.3757329
```

```
Vtheorique=4-3*log(3)^2  
Vtheorique
```

```
## [1] 0.3791531
```

5.

```
#5
Estimation=function(p,a)
{
  z=qnorm(1-(1-a)/2)
  n=(z*1/p*sqrt(Vtheorique))^2
  U=runif(n,-1,1)
  EstMC=2*g(U)
  return(mean(EstMC))
}

Estimation(1e-4, 0.05)
```

```
## [1] 1.293337
```

6.

```
Estimation2=function(f,a,b,p,alpha)
{
  U=runif(10000,a,b)
  Vest=(b-a)^2*var(f(U))
  n=(z*1/p*sqrt(Vest))^2
  U=runif(n,a,b)
  EstMC=(b-a)*f(U)
  return(mean(EstMC))
}

Estimation2(g,-1,1,1e-4, 0.05)
```

```
## [1] 1.295861
```


7. $P(a \leq V \leq b) = P(-b \leq -V \leq -a) = P(-b \leq U \leq -a) = \frac{-a+b}{2} = P(a \leq U \leq b)$

8. $TA = 2E\left(\frac{g(U)+g(-U)}{2}\right)$ qu'on va estimer avec $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(u_i + 2) + \ln(-u_i + 2)$ où les $u_i \sim \mathcal{U}(-1, 1)$

```
#8
n=10000
U=runif(n,-1,1)
ESTMCAnti=2*1/2*(g(U)+g(-U))
print(mean(ESTMCAnti))
```

```
## [1] 1.29724
```

```
#9
print(var(ESTMCAnti))
```

```
## [1] 0.007025168
```