

# Lyon 2-9 novembre 2017 – Codes R

*Etienne Marceau*

*13 novembre 2017*

## Résumé

Le présent document contient les exemples de codes R construits pendant le cours Lyon 2-9 novembre 2017.

## Table des matières

<b>1</b>	<b>Préface</b>	<b>2</b>
<b>2</b>	<b>Notions de base</b>	<b>3</b>
2.1	Loi gamma et mesures de risque . . . . .	3
2.2	Loi binomiale et mesures de risque . . . . .	4
2.3	Mutualisation des risques . . . . .	6
2.4	Générateur congruentiel linéaire . . . . .	8
2.5	Simulation Monte-Carlo . . . . .	9
<b>3</b>	<b>Modèles de bases en actuariat non-vie</b>	<b>11</b>
3.1	Loi Poisson composée avec sinistre individuel de loi gamma . . . . .	11
3.2	Loi Binomiale négative composée (sinistres de loi lognormale) . . . . .	14
<b>4</b>	<b>Méthodes d'agrégation</b>	<b>17</b>
4.1	Algorithme de Panjer . . . . .	17
4.2	FFT . . . . .	21
<b>5</b>	<b>Lois multivariées discrètes et composées</b>	<b>25</b>
5.1	Loi Poisson bivariée de Teicher . . . . .	25
5.2	Loi Poisson bivariée de Teicher . . . . .	28
<b>6</b>	<b>Remerciements</b>	<b>30</b>

---

# 1 Préface

Document de référence. Le présent document porte sur la modélisation des risques en actuariat. Il contient des codes R construits dans le cadre d'un cours sur le sujet (ISFA, Université Lyon 1)

Prérequis. Les prérequis pour ce document sont principalement des cours de bases en mathématiques, en probabilité et en statistique.

Conditions d'utilisation. Ce document est en cours de rédaction, ce qui implique que son contenu est continuellement révisé et mis à jour. Alors, il peut y avoir encore des erreurs et son contenu doit être encore amélioré. Pour cette raison, le lecteur est invité à nous communiquer tout commentaire et / ou correction qu'il peut avoir. Les conditions suivantes d'utilisation doivent être respectées :

- Ce document a été conçu pour des fins pédagogiques, personnelles et non-commerciales. Toute utilisation commerciale ou reproduction est interdite.
- Son contenu demeure la propriété de son auteur.

Calculs et illustrations. Toutes les calculs et les illustrations ont été réalisés dans le langage R grâce au logiciel GNU R mis à disposition par le R Project. Les codes R ont été conçus dans l'environnement de développement intégré RStudio.

Le logiciel GNU R et les bibliothèques sont disponibles sur le site du R Project et du Comprehensive R Archive Network (CRAN) : <https://cran.r-project.org/>

L'environnement RStudio est disponible sur le site suivant : <https://www.rstudio.com/products/rstudio/download/>.

Le présent document a été rédigé en R Markdown dans l'environnement R Studio.

Dernière version : 13 novembre 2017.

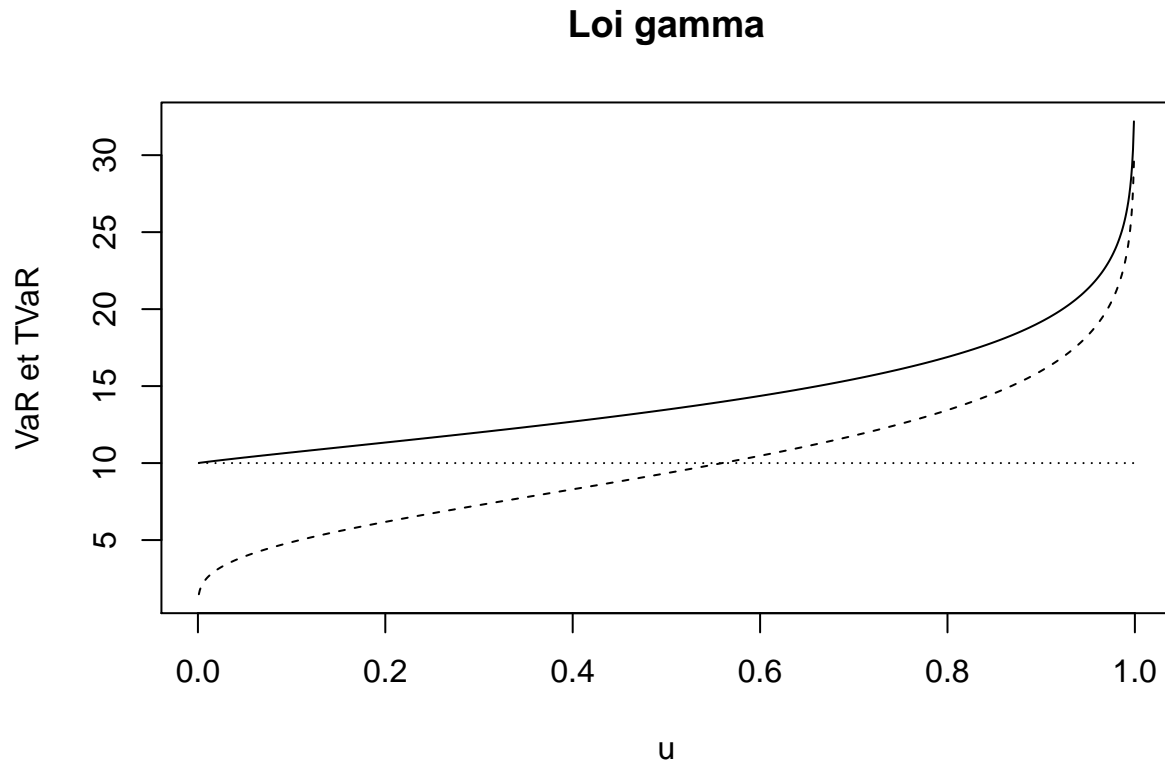
## 2 Notions de base

### 2.1 Loi gamma et mesures de risque

Soit  $X \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta)$ . Le code R contient des calculs pour  $\text{VaR}_{\kappa}(X)$  et  $\text{TVaR}_{\kappa}(X)$ .

Code R :

```
# Loi gamma
#
alp<-5
bet<-1/2
vu<-(1:999)/1000
VaRX<-qgamma(vu,alp,bet)
EX<-alp/bet
vEX<-rep(EX,999)
TVaRX<-EX*(1-pgamma(VaRX,alp+1,bet))/(1-vu)
matplot(vu,cbind(TVaRX,VaRX,vEX),type="l",main="Loi gamma",xlab="u",ylab="VaR et TVaR", col=rep(1,3))
```



## 2.2 Loi binomiale et mesures de risque

Soit  $X \sim \text{Bin}(r, q)$ . Le code R contient des calculs pour  $\text{VaR}_\kappa(X)$  et  $\text{TVaR}_\kappa(X)$ .

Code R :

```
#
# Loi binomiale
#
qq<-0.0017
bb<-100000
EX<-bb*qq
EX

## [1] 170
kap<-0.995
VaRX<-bb*qbinom(kap,1,qq)
VaRX

## [1] 0
TVaRX<-EX/(1-kap)
TVaRX

## [1] 34000
vn<-c(1,10,100,1000,10000,100000,1000000)
vVaRN<-qbinom(kap,vn,qq)
vVaRN

## [1] 0 1 2 6 28 204 1807
vVaRS<-bb*vVaRN
vVaRS

## [1] 0 100000 200000 600000 2800000 20400000 180700000
nono<-length(vn)
vTVaRN<-rep(0,nono)
for (i in 1:nono)
{
  vk<-0:vn[i]
  partie1<-sum(vk*dbinom(vk,vn[i],qq)*1*(vk>vVaRN[i]))
  partie2<-vVaRN[i]*(pbinom(vVaRN[i],vn[i],qq)-kap)
  vTVaRN[i]<-(partie1+partie2)/(1-kap)
}
cbind(kap,vVaRN,vTVaRN)

##      kap vVaRN      vTVaRN
## [1,] 0.995    0    0.340000
## [2,] 0.995    1    1.025892
## [3,] 0.995    2    2.146405
## [4,] 0.995    6    6.463491
## [5,] 0.995   28   30.106109
## [6,] 0.995  204  208.894835
## [7,] 0.995 1807 1820.361010

vTVaRS<-bb*vTVaRN
round(cbind(vn,vVaRS/vn,vTVaRS/vn,TVaRX-vTVaRS/vn),2)
```

```
##          vn
## [1,] 1e+00      0.0 34000.00      0.00
## [2,] 1e+01 10000.0 10258.92 23741.08
## [3,] 1e+02  2000.0  2146.41 31853.59
## [4,] 1e+03   600.0   646.35 33353.65
## [5,] 1e+04   280.0   301.06 33698.94
## [6,] 1e+05   204.0   208.89 33791.11
## [7,] 1e+06   180.7   182.04 33817.96
```

```
round(cbind(vn,vVaRS/vn,vTVaRS/vn,TVaRX-vTVaRS/vn),2)
```

```
##          vn
## [1,] 1e+00      0.0 34000.00      0.00
## [2,] 1e+01 10000.0 10258.92 23741.08
## [3,] 1e+02  2000.0  2146.41 31853.59
## [4,] 1e+03   600.0   646.35 33353.65
## [5,] 1e+04   280.0   301.06 33698.94
## [6,] 1e+05   204.0   208.89 33791.11
## [7,] 1e+06   180.7   182.04 33817.96
```

## 2.3 Mutualisation des risques

Soit  $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)$  un vecteur de v.a. i.i.d. On définit

$$S_n = X_1 + \dots + X_n$$

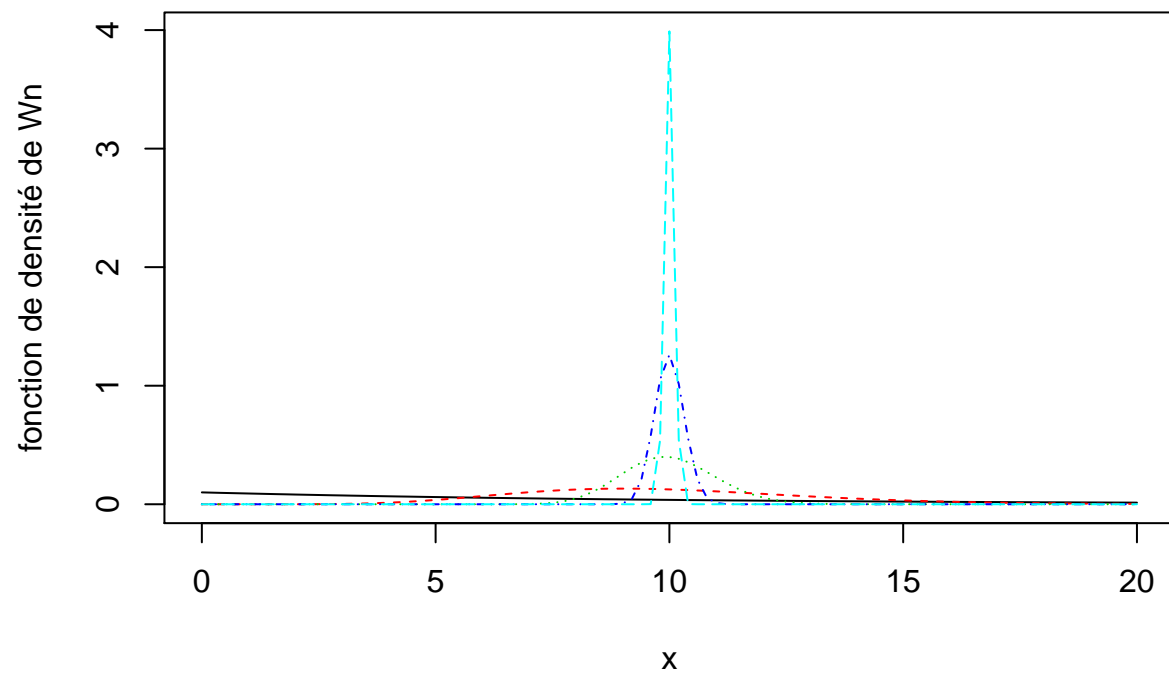
et

$$W_n = \frac{S_n}{n}.$$

On illustre le comportement de  $W_n$ .

Code R :

```
# Aggrégation des coûts par contrat
# Loi de Xi : exponentielle(bet)
# nb de contrats : n
# Sn = coûts totaux pour n contrats
# Wn = coûts par contrat pour un ptf de n contrats
# Loi de Sn : gamma(n,bet)
# Loi de Wn : gamma(n,bet*n)
bet<-1/10
vn<-10^(0:4)
vx<-(0:100)/5
matfWn<-matrix(0,101,5)
for (i in (1:5))
{
  matfWn[,i]<-dgamma(vx,vn[i],bet*vn[i])
}
matplot(vx,matfWn,type="l",xlab="x",ylab="fonction de densité de Wn")
```



## 2.4 Générateur congruentiel linéaire

Soit  $U \sim \text{Unif}(0, 1)$ . Le code R contient une illustration du générateur congruentiel linéaire permettant de produire des réalisations  $U^{(j)}$  de la v.a.  $U$ .

Code R :

```
# générateur de réalisations  $U^{(j)}$  de la v.a.  $U \sim \text{Unif}(0, 1)$ 
#
aa<-41358
mm<-2^31-1
x0<-2017
nn<-1000000
vx<-rep(0,nn)
vx[1]<-(aa*x0)%%mm
for (i in 2:nn)
{
  vx[i]<-(aa*vx[i-1])%%mm
}
#cbind(1:nn, vx, vx/mm)
vU<-vx/mm
v1<-vU[1:(nn-1)]
v2<-vU[2:nn]
#plot(v1, v2)
mean(vU)
```

```
## [1] 0.4999013
```

```
mean(qexp(vU))
```

```
## [1] 1.000076
```

```
mean(qgamma(vU, 2, 1/5))
```

```
## [1] 9.999847
```

```
#
#
```



## 2.5 Simulation Monte-Carlo

Soit les v.a. indépendantes  $X_1 \sim \text{Gamma}(\alpha_1, \beta)$  et  $X_2 \sim \text{Gamma}(\alpha_2, \beta)$ . Le code R contient des calculs en lien avec la simulation Monte-Carlo.

Code R :

```
# somme de 2 v.a. ind\U{e9}pendantes
#
# loi de X1: gamma(a1,bet)
# loi de X2: gamma(a2,bet)
a1<-2.5
a2<-1.5
bet<-1/10
nsim<-10^6
set.seed(2017)
matU<-matrix(runif(nsim*2),nsim,2,byrow=T)
#matU
X1<-qgamma(matU[,1],a1,bet)
X2<-qgamma(matU[,2],a2,bet)
matX<-cbind(X1,X2)
S<-X1+X2
#cbind(1:nsim,X1,X2,S)
mean(S)
```

```
## [1] 39.98555
```

```
mean(1*(S>50))
```

```
## [1] 0.264783
```

```
quantile(S,c(0.5,0.9),type=1)
```

```
##      50%      90%
## 36.69448 66.81653
```

```
EX1<-a1/bet
EX2<-a2/bet
ES<-EX1+EX2
ES
```

```
## [1] 40
```

```
xx<-50
mean(1*(S>xx))
```

```
## [1] 0.264783
```

```
1-pgamma(xx,a1+a2,bet)
```

```
## [1] 0.2650259
```

```
xx<-100
mean(1*(S>xx))
```

```
## [1] 0.010242
```

```
1-pgamma(xx,a1+a2,bet)
```

```
## [1] 0.01033605
```

```

kap<-c(0.5,0.9,0.99,0.999)
quantile(S,kap,type=1)

##          50%          90%          99%          99.9%
## 36.69448 66.81653 100.29979 130.25710

qgamma(kap,a1+a2,bet)

## [1] 36.72061 66.80783 100.45118 130.62241
kap1<-0.99999
VaRSapp<-quantile(S,kap1,type=1)
TVaRSapp<-sum(S*1*(S>VaRSapp))/nsim/(1-kap1)
VaRS<-qgamma(kap1,a1+a2,bet)
TVaRS<-ES*(1-pgamma(VaRS,a1+a2+1,bet))/(1-kap1)
c(kap1,VaRSapp,VaRS,TVaRSapp,TVaRS)

##          99.999%
## 0.99999 183.63744 186.65797 198.15706 198.33697

```

## 3 Modèles de bases en actuariat non-vie

### 3.1 Loi Poisson composée avec sinistre individuel de loi gamma

Le code R permet d'effectuer des calculs en lien avec la loi Poisson composée (avec sinistres individuels de loi gamma) et les mesures de risque.

Code R :

```
# Lyon
# A2017
# Cours Lundi 2017-11-06
# Loi Poisson composée avec sinistre individuel de loi gamma
# Loi de M : Poisson
lambda=0.5
EM<-lambda
VarM<-lambda
# Loi de B : Gamma
alp<-5
bet<-1/200
EB<-alp/bet
VarB<-EB/bet
#
EX<-EM*EB
VarX<-EM*VarB+VarM*(EB^2)
EX

## [1] 500

VarX

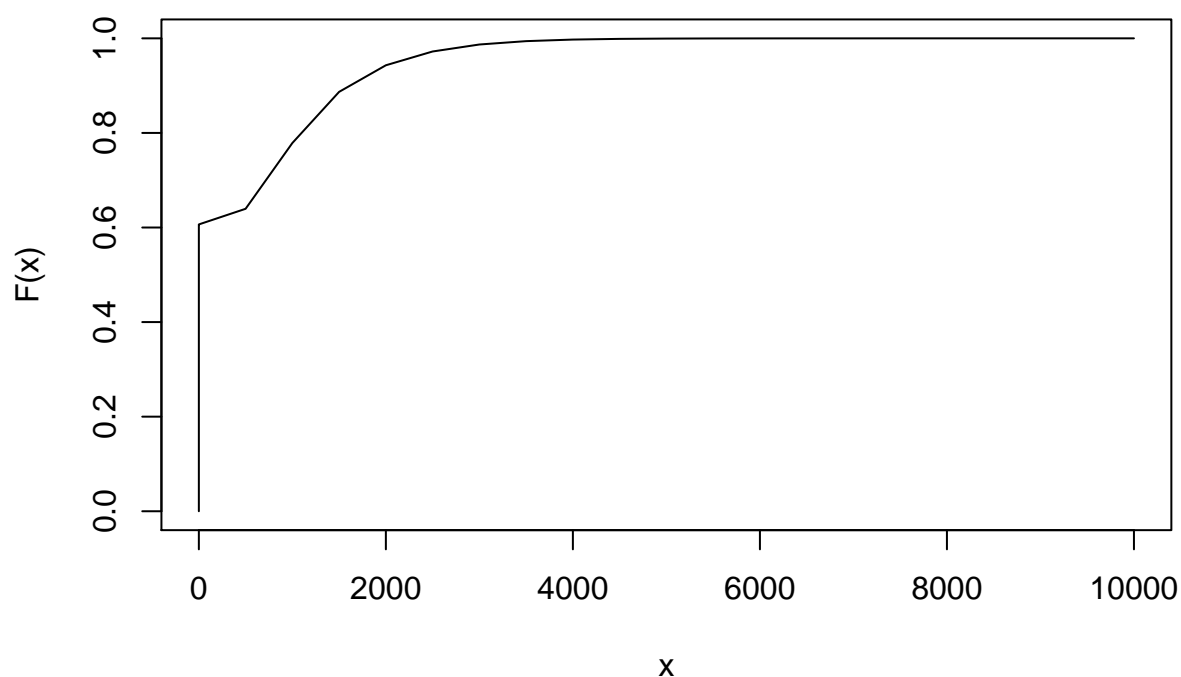
## [1] 6e+05

#
# Fonction de répartition de X
#
Fpoisgamma<-function(x,la,aa,bb,kmax=1000)
{
  p0<-dpois(0,la)
  vk<-1:kmax
  pk<-dpois(vk,la)
  vprob<-pgamma(x,aa*vk,bb)
  FX<-p0+sum(pk*vprob)
  return(FX)
}
Fpoisgamma(x=3200,la=lambda,aa=alp,bb=bet,kmax=1000)

## [1] 0.9905002

vx<-(0:20)*500
long<-length(vx)
vFx<-rep(0,long)
for(i in 1:long)
{
  vFx[i]<-Fpoisgamma(x=vx[i],la=lambda,aa=alp,bb=bet,kmax=1000)
}
plot(c(0,vx),c(0,vFx),type="l",xlab="x",ylab="F(x)",main="Loi Pois Comp (B de loi gamma)")
```

## Loi Pois Comp (B de loi gamma)



```
#
# VaR et TVaR
#
# on utilise cette approche pour kappa > F_X(0)
Fpoisgamma(0,la=lambda,aa=alp,bb=bet,kmax=1000)

## [1] 0.6065307

kappa<-0.9999
f<-function(x) abs(Fpoisgamma(x,la=lambda,aa=alp,bb=bet,kmax=1000)-kappa)
res<-optimize(f, c(0,10000),tol=0.000000001)
res

## $minimum
## [1] 5868.077
##
## $objective
## [1] 6.348255e-12

VaRX<-res$minimum
Fpoisgamma(VaRX,la=lambda,aa=alp,bb=bet,kmax=1000)

## [1] 0.9999

TVaRpoisgamma<-function(u,la,aa,bb,kmax=1000,bornes=c(0,10000))
{
  kappa<-u
  f<-function(x) abs(Fpoisgamma(x,la=lambda,aa=alp,bb=bet,kmax=1000)-kappa)
  res<-optimize(f, bornes,tol=0.000000001)
```

```

VaR<-res$minimum
vk<-1:kmax
pk<-dpois(vk,la)
vEtronc<-(1-pgamma(VaR,aa*vk+1,bb))*aa/bb*(vk)
TVaR<-sum(pk*vEtronc)/(1-u)
return(c(VaR,TVaR))
}
TVaRpoisgamma(0.9999,la=lambda,aa=alp,bb=bet,kmax=1000,bornes=c(0,10000))

## [1] 5868.077 6407.860

```

### 3.2 Loi Binomiale négative composée (sinistres de loi lognormale)

Le code R permet d'effectuer des calculs en lien avec la loi binomiale négative composée. la méthode de simulation Monte Carlo et les mesures de risque.

Code R :

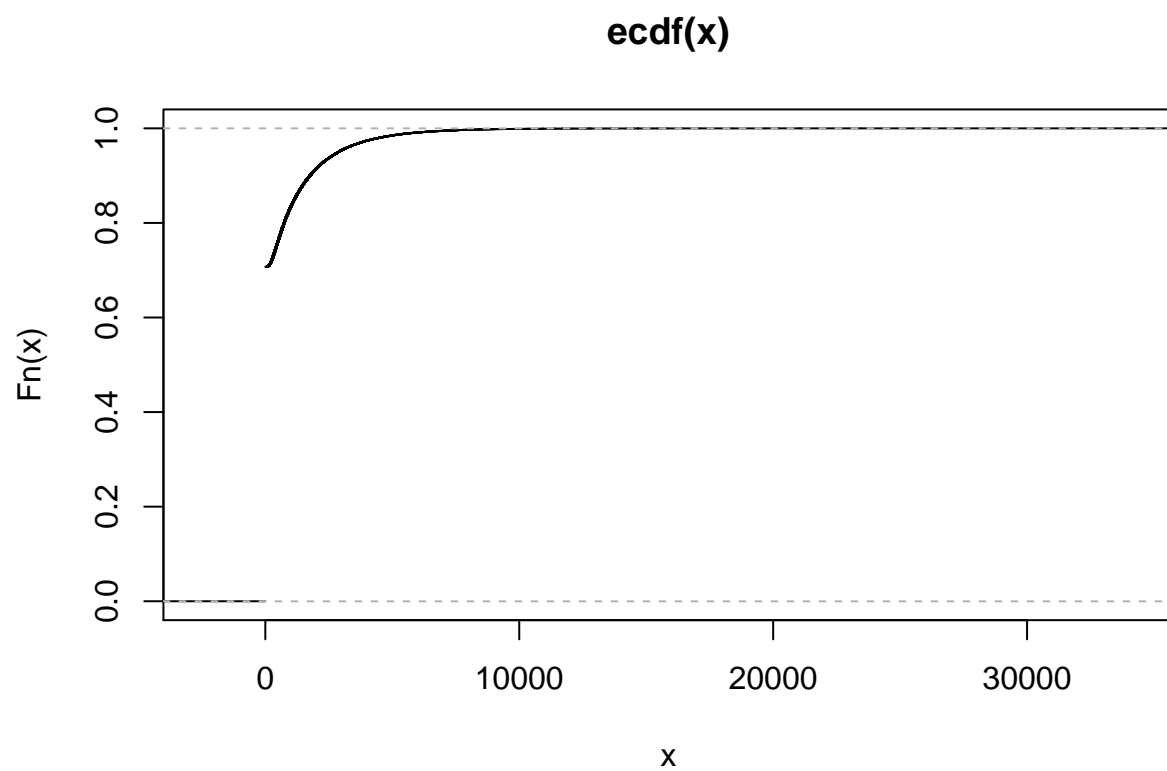
```
# Loi Binomiale négative composée (sinistres de loi lognormale)
# loi de M: binomiale négative
rr<-0.5
qq<-0.5
EM<-rr*(1-qq)/qq
VarM<-EM/qq
# Loi de B : LNormale
mu<-log(1000)-0.32
sig<-0.8
EB<-exp(mu+(sig^2)/2)
EB2<-exp(2*mu+2*(sig^2))
VarB<-EB2-(EB^2)
# X:
EX<-EM*EB
VarX<-EM*VarB+VarM*(EB^2)
EX
```

```
## [1] 500
```

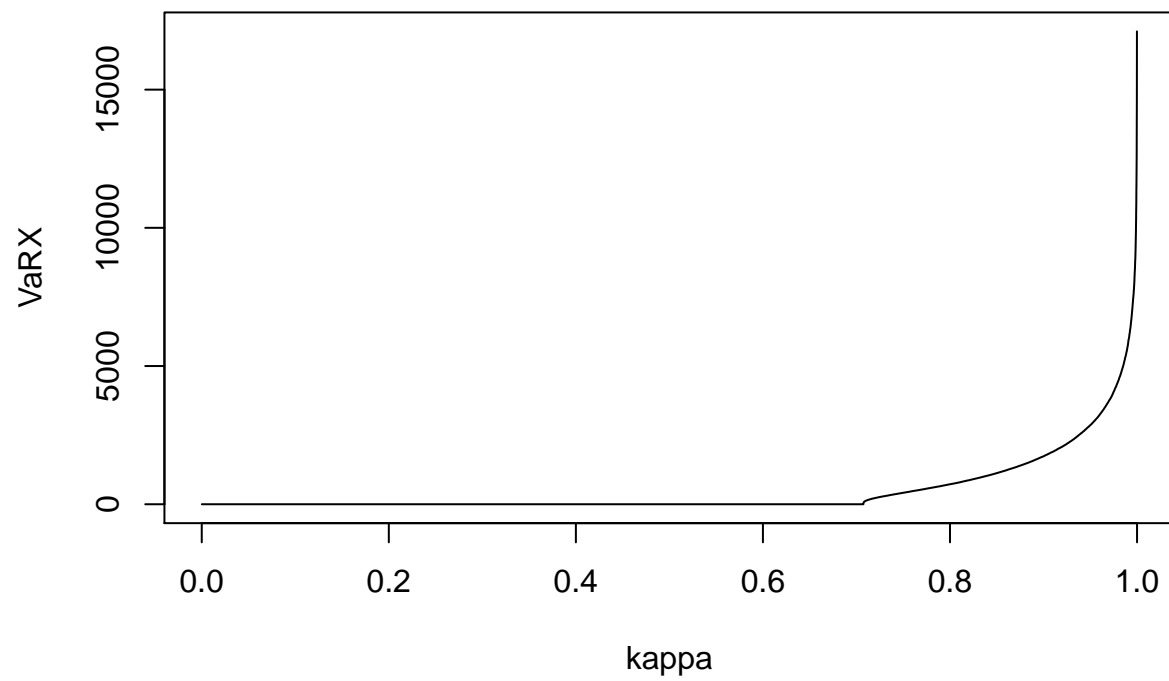
```
VarX
```

```
## [1] 1448240
```

```
# Simulons :
set.seed(2017)
nsim<-100000
vM<-rep(0,nsim)
vX<-rep(0,nsim)
for(i in 1:nsim)
{
  U<-runif(1)
  vM[i]<-qnbinom(U,rr,qq)
  if (vM[i]>0)
  {
    vU<-runif(vM[i])
    vX[i]<-sum(qlnorm(vU,mu,sig))
  }
}
#cbind(vM,vX)
plot.ecdf(vX)
```



```
vkap<-(1:9999)/10000  
VaRX<-quantile(vX,prob=vkap,type=1)  
plot(vkap,VaRX,type="l",xlab="kappa",ylab="VaRX")
```





## 4 Méthodes d'agrégation

### 4.1 Algorithme de Panjer

Le code R comporte 1 exercice en lien avec l'algorithme de Panjer.

Code R :

```
# Lyon
# A2017
# Cours Mardi 2017-11-06
#
# Algorithme de Panjer
#
# Fonction
#
panjer.poisson<-function(lam,ff,smax)
{
  aa<-0
  bb<-lam
  ll<-length(ff)
  ffs<-exp(lam*(ff[1]-1))
  ff<-c(ff,rep(0,smax-ll+1))
  for (i in 1 :smax)
  {
    j<-i+1
    ffs<-c(ffs,(1/(1-aa*ff[1]))*sum(ff[2 :j]*ffs[i :1]*(bb*(1 :i)/i+aa)))
  }
  return(ffs)
}
#
# Pareto
ppareto<-function(x,aa,la)
{
  FF<-1-((la/(la+x))^aa)
  return(FF)
}
ppareto(0:10,aa=2,la=5)

## [1] 0.0000000 0.3055556 0.4897959 0.6093750 0.6913580 0.7500000 0.7933884
## [8] 0.8263889 0.8520710 0.8724490 0.8888889

# Utilisation de l'algo de Panjer
#
# loi de X : Poisson composée
# loi de M : Poisson
# paramètre de la loi de Poisson : lambda
# représentation de X :  $X = \sum_{k=1}^M B_k$ 
# fmp de B : fB
# fmp de X : fX
#
#
alphaP<-3
lambdaP<-20
vk<-1:10000
```

```
fB<-c(0,ppareto(vk,aa=alphaP,la=lambdaP)-ppareto(vk-1,aa=alphaP,la=lambdaP))
sum(fB)
```

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

```
lambda<-2
EM<-lambda
EB<-sum(fB*c(0,vk))
EB2<-sum(fB*c(0,vk^2))
EX<-EM*EB
VarX<-lambda*EB2
EM
```

```
## [1] 2
```

```
EB
```

```
## [1] 10.51237
```

```
EX
```

```
## [1] 21.02474
```

```
VarX
```

```
## [1] 815.911
```

```
#
fX<-panjer.poisson(lam=lambda,ff=fB,smax=18000)
#
# V\U{e9}rifications
sum(fX)
```

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

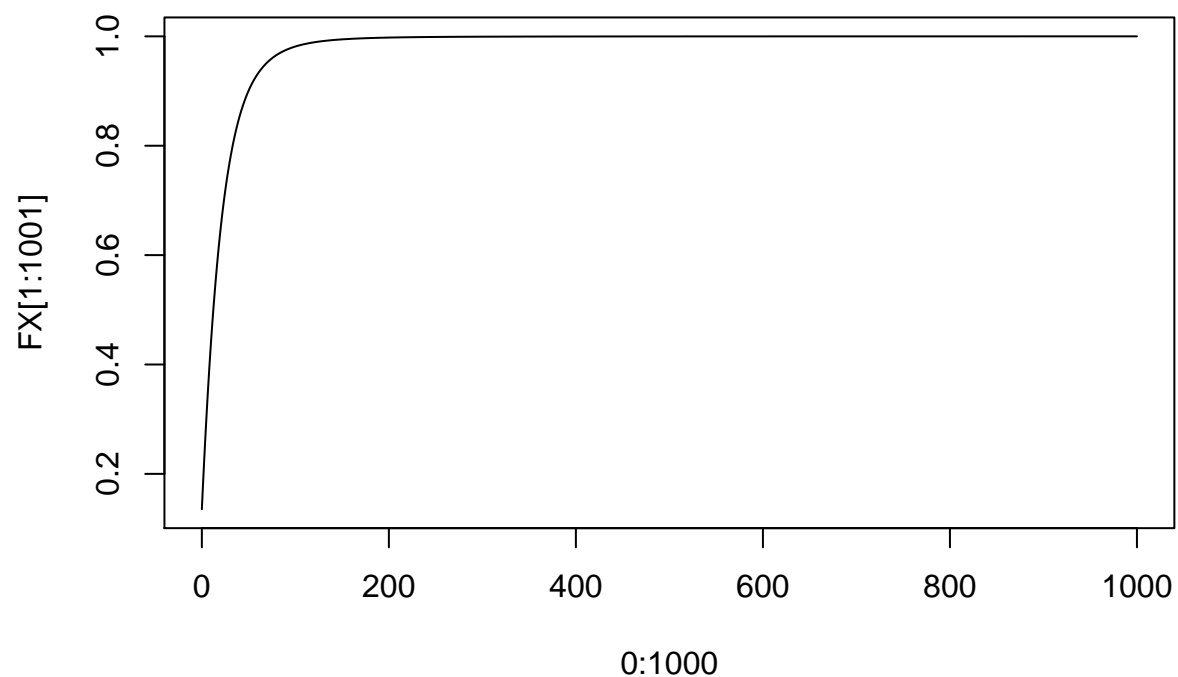
```
#
EXv<-sum((0:18000)*fX)
EX2v<-sum(((0:18000)^2)*fX)
VarXv<-EX2v-(EXv^2)
c(EX,EXv)
```

```
## [1] 21.02474 21.02474
```

```
c(VarX,VarXv)
```

```
## [1] 815.911 815.911
```

```
# FX
FX<-cumsum(fX)
plot(0:1000,FX[1:1001],type="l")
```



```
# prime stop-loss
long<-length(FX)-1
vk<-0:long
k<-100
SL<-sum(pmax(vk-k,0)*fX)
SL
```

```
## [1] 0.9240394
```

```
#
# VaR
#
FX[1:10]
```

```
## [1] 0.1353353 0.1721904 0.2076653 0.2418035 0.2746370 0.3061935 0.3364993
```

```
## [8] 0.3655814 0.3934683 0.4201904
```

```
kap<-0.00001
kap
```

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

```
VaRX.1<-sum((FX<kap)*1)
VaRX.2<-min(vk[(FX>=kap)])
VaRX.1
```

```
## [1] 0
```

```
VaRX.2
```

```
## [1] 0
VaRX<-VaRX.2
EXtron<-sum(vk*fX*(vk>VaRX))
TVaRX<-(EXtron+VaRX*(FX[1+VaRX]-kap))/(1-kap)
c(kap,VaRX,TVaRX)

## [1] 0.00001 0.00000 21.02495
c(EX,VaRX)

## [1] 21.02474 815.91104
```

## 4.2 FFT

Le code R comporte 3 exercices simples utilisant la méthode FFT.

Code R :

```
# Lyon
# A2017
# Cours Mardi 2017-11-06
#
# FFT = Transformée de Fourier rapide
#
# ----- Exercice de réchauffement - Approche naïve -----
f1<-c(0.3,0.4,0.2,0.1)
nbim<-1i
vk<-0:3
f1

## [1] 0.3 0.4 0.2 0.1

sum(f1)

## [1] 1

#
f1t<-rep(0,4)
# construction
for (j in 0:3)
{
  f1t[j+1]<-sum(exp(nbim*2*pi*vk*j/4)*f1)
}
f1t

## [1] 1.000000e+00+0.000000e+00i 1.000000e-01+3.000000e-01i
## [3] -2.775558e-17+3.673819e-17i 1.000000e-01-3.000000e-01i

f1v<-rep(0,4)
# inversion
for (k in 0:3)
{
  f1v[k+1]<-(1/4)*sum(exp(-nbim*2*pi*vk*k/4)*f1t)
}
Re(f1v)

## [1] 0.3 0.4 0.2 0.1

# ----- Exercice pour s'amuser un peu -----
f1<-c(0.3,0.4,0.2,0.1)
f2<-c(0.2,0.5,0.25,0.05)
nn<-8
f1c<-c(f1,rep(0,4))
f2c<-c(f2,rep(0,4))
nbim<-1i
vk<-0:(nn-1)
f1c

## [1] 0.3 0.4 0.2 0.1 0.0 0.0 0.0 0.0
```

```

sum(f1c)

## [1] 1
f2c

## [1] 0.20 0.50 0.25 0.05 0.00 0.00 0.00 0.00

sum(f2c)

## [1] 1

#
f1t<-rep(0,nn)
f2t<-rep(0,nn)
# construction
for (j in 0:(nn-1))
{
  f1t[j+1]<-sum(exp(nbim*2*pi*vk*j/nn)*f1c)
  f2t[j+1]<-sum(exp(nbim*2*pi*vk*j/nn)*f2c)
}
fst<-f1t*f2t
cbind(f1t,f2t,fst)

##                f1t                f2t
## [1,]  1.000000e+00+0.000000e+00i  1.0000000+0.0000000i
## [2,]  5.121320e-01+5.535534e-01i  0.5181981+0.6389087i
## [3,]  1.000000e-01+3.000000e-01i -0.0500000+0.4500000i
## [4,]  8.786797e-02+1.535534e-01i -0.1181981+0.1389087i
## [5,] -2.775558e-17+3.673819e-17i -0.1000000+0.0000000i
## [6,]  8.786797e-02-1.535534e-01i -0.1181981-0.1389087i
## [7,]  1.000000e-01-3.000000e-01i -0.0500000-0.4500000i
## [8,]  5.121320e-01-5.535534e-01i  0.5181981-0.6389087i
##                fst
## [1,]  1.000000e+00+0.000000e+00i
## [2,] -8.828427e-02+6.140559e-01i
## [3,] -1.400000e-01+3.000000e-02i
## [4,] -3.171573e-02-5.944084e-03i
## [5,]  2.775558e-18-3.673819e-18i
## [6,] -3.171573e-02+5.944084e-03i
## [7,] -1.400000e-01-3.000000e-02i
## [8,] -8.828427e-02-6.140559e-01i

fsv<-rep(0,nn)
# inversion
for (k in 0:(nn-1))
{
  fsv[k+1]<-(1/nn)*sum(exp(-nbim*2*pi*vk*k/nn)*fst)
}
fs<-rep(0,nn)
for (k in 1:nn)
{
  fs[k]<-sum(f1c[1:k]*f2c[k:1])
}
cbind(0:(nn-1),round(Re(fsv),6),fs)

##                fs

```

```
## [1,] 0 0.060 0.060
## [2,] 1 0.230 0.230
## [3,] 2 0.315 0.315
## [4,] 3 0.235 0.235
## [5,] 4 0.120 0.120
## [6,] 5 0.035 0.035
## [7,] 6 0.005 0.005
## [8,] 7 0.000 0.000
```

```
2^15
```

```
## [1] 32768
```

```
# ----- Exercice Poisson composée -----
```

```
#
```

```
# Pareto continue
```

```
ppareto<-function(x,aa,la)
```

```
{
```

```
  FF<-1-((la/(la+x))^aa)
```

```
  return(FF)
```

```
}
```

```
ppareto(0:10,aa=2,la=5)
```

```
## [1] 0.0000000 0.3055556 0.4897959 0.6093750 0.6913580 0.7500000 0.7933884
```

```
## [8] 0.8263889 0.8520710 0.8724490 0.8888889
```

```
#
```

```
# loi de X : Poisson composée
```

```
# loi de M : Poisson
```

```
# paramètre de la loi de Poisson : lambda
```

```
# représentation de X :  $X = \sum_{k=1}^M B_k$ 
```

```
# fmp de B : fB
```

```
# fmp de X : fX
```

```
#
```

```
#
```

```
alphaP<-3
```

```
lambdaP<-20
```

```
vk<-1:10000
```

```
# définition du vecteur fB (fonction de masses de prob de la v.a. B)
```

```
fB<-c(0,ppareto(vk,aa=alphaP,la=lambdaP)-ppareto(vk-1,aa=alphaP,la=lambdaP))
```

```
sum(fB)
```

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

```
# paramètre de la loi Poisson
```

```
lambda<-2
```

```
# calculs
```

```
EM<-lambda
```

```
EB<-sum(fB*c(0,vk))
```

```
EB2<-sum(fB*c(0,vk^2))
```

```
EX<-EM*EB
```

```
VarX<-lambda*EB2
```

```
EM
```

```
## [1] 2
```

```
EB
```

```
## [1] 10.51237
```

```

EX
## [1] 21.02474
VarX
## [1] 815.911
#
# - On utilise FFT
nn<-2^15
nn
## [1] 32768
long<-length(fB)
# On ajoute des "0"
fBc<-c(fB,rep(0,nn-long))
# On utilise fft pour calculer les valeurs de la fn caractéristique de B
fBt<-fft(fBc)
# on calcule les valeurs de la fn caractéristique de X
fXt<-exp(lambda*(fBt-1))
# on inverse avec fft pour calculer les valeurs de fX
fX<-Re(fft(fXt,inverse=TRUE)/nn)
#
# Vérifications
sum(fX)
## [1] 1
#
EXv<-sum((0:18000)*fX)
## Warning in (0:18000) * fX: la taille d'un objet plus long n'est pas
## multiple de la taille d'un objet plus court
EX2v<-sum(((0:18000)^2)*fX)
## Warning in ((0:18000)^2) * fX: la taille d'un objet plus long n'est pas
## multiple de la taille d'un objet plus court
VarXv<-EX2v-(EXv^2)
c(EX,EXv)
## [1] 21.02474 21.02474
c(VarX,VarXv)
## [1] 815.911 815.911

```



## 5 Lois multivariées discrètes et composées

### 5.1 Loi Poisson bivariée de Teicher

Soit une paire de v.a.  $(M_1, M_2)$  avec

$$\mathcal{P}_{M_1, M_2}(t_1, t_2) = e^{(\lambda_1 - \alpha_0)(t_1 - 1)} e^{(\lambda_2 - \alpha_0)(t_2 - 1)} e^{\alpha_0(t_1 t_2 - 1)}, \quad |t_i| \leq 1, \quad i = 1, 2.$$

On définit  $N = M_1 + M_2$ .

On déduit

$$\mathcal{P}_N(t) = \mathcal{P}_{M_1, M_2}(t, t), \quad |t| \leq 1,$$

$$\phi_N(t) = e^{(\lambda_1 - \alpha_0)(e^{it} - 1)} e^{(\lambda_2 - \alpha_0)(e^{it} - 1)} e^{\alpha_0(e^{it \times 2} - 1)} = \mathcal{P}_{M_1, M_2}(\phi_B(t), \phi_B(t)),$$

où  $\phi_B(t) = e^{it}$ .

Objectif : Calculer  $\Pr(N = k)$ ,  $k \in \mathbb{N}$ , avec Panjer et FFT.

Code R :

```
# Lyon
# A2017
# Cours Mercredi 2017-11-08
#
# But : calculer Pr(N=k) o\U{f9} N=M1+M2
# (M1,M2) ob\U{e9}it \U{e0} une loi Poisson bivari\U{e9}e Teicher
# 2 options : FFt ou Panjer
# important : les valeurs calcul\U{e9}es sont exactes
#
# Algorithme de Panjer
#
# Fonction
#
panjer.poisson<-function(lam,ff,smax)
{
  aa<-0
  bb<-lam
  ll<-length(ff)
  ffs<-exp(lam*(ff[1]-1))
  ff<-c(ff,rep(0,smax-ll+1))
  for (i in 1 :smax)
  {
    j<-i+1
    ffs<-c(ffs,(1/(1-aa*ff[1]))*sum(ff[2 :j]*ffs[i :1]*(bb*(1 :i)/i+aa)))
  }
  return(ffs)
}
#
# Loi Poisson Bivari\U{e9}e Teicher
#
la1<-2
la2<-3
al0<-1
```

```

mm<-2^10
EN<-la1+la2
CovM1M2<-a10
VarN<-la1+la2+2*CovM1M2
# option #1 : FFT
fB<-rep(0,mm)
fB[2]<-1
fBt<-fft(fB)
fNt<-exp((la1-a10)*(fBt-1))*exp((la2-a10)*(fBt-1))*exp(a10*(fBt^2-1))
fN<-Re(fft(fNt,inverse=TRUE)/mm)
sum(fN)

```

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

```

vk<-0:(mm-1)
ENv<-sum(vk*fN)
EN2v<-sum((vk^2)*fN)
VarNv<-EN2v-(ENv^2)
c(EN,ENv)

```

```
## [1] 5 5
```

```
c(VarN,VarNv)
```

```
## [1] 7 7
```

```

# option #2 : Panjer
laN<-la1+la2-a10
fC1<-(la1+la2-2*a10)/laN
fC2<-a10/laN
fC<-c(0,fC1,fC2)
fNpanjer<-panjer.poisson(lam=laN,ff=fC,smax=1000)
sum(fNpanjer)

```

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

```

vk<-0:(mm-1)
ENw<-sum(vk*fN)
EN2w<-sum((vk^2)*fN)
VarNw<-EN2w-(ENw^2)
c(EN,ENv,ENw)

```

```
## [1] 5 5 5
```

```
c(VarN,VarNv,VarNw)
```

```
## [1] 7 7 7
```

```
round(cbind(0:30,fN[1:31],fNpanjer[1:31]),6)
```

```

##      [,1]      [,2]      [,3]
## [1,]    0 0.018316 0.018316
## [2,]    1 0.054947 0.054947
## [3,]    2 0.100736 0.100736
## [4,]    3 0.137367 0.137367
## [5,]    4 0.153393 0.153393
## [6,]    5 0.146983 0.146983
## [7,]    6 0.124623 0.124623
## [8,]    7 0.095405 0.095405

```

```
## [9,]      8 0.066932 0.066932
## [10,]     9 0.043512 0.043512
## [11,]    10 0.026440 0.026440
## [12,]    11 0.015122 0.015122
## [13,]    12 0.008187 0.008187
## [14,]    13 0.004216 0.004216
## [15,]    14 0.002073 0.002073
## [16,]    15 0.000977 0.000977
## [17,]    16 0.000442 0.000442
## [18,]    17 0.000193 0.000193
## [19,]    18 0.000081 0.000081
## [20,]    19 0.000033 0.000033
## [21,]    20 0.000013 0.000013
## [22,]    21 0.000005 0.000005
## [23,]    22 0.000002 0.000002
## [24,]    23 0.000001 0.000001
## [25,]    24 0.000000 0.000000
## [26,]    25 0.000000 0.000000
## [27,]    26 0.000000 0.000000
## [28,]    27 0.000000 0.000000
## [29,]    28 0.000000 0.000000
## [30,]    29 0.000000 0.000000
## [31,]    30 0.000000 0.000000
```

## 5.2 Loi Poisson bivariée de Teicher

Énoncé ...

Code R :

```
# Lyon
# A2017
# Cours Mercredi 2017-11-08
#
# Loi de (X_1,X_2) : binomialecompos\{e9\}e bivari\{e9\}e
# Loi de B1 : discr\{e8\}tes
# Loi de B2 : discr\{e8\}tes
# S = X_1 + X_2
# But : calculer Pr(S=k) o\{f9\} N=M1+M2
# 1 option pr\{e9\}sent\{e9\}e : FFT
# important : les valeurs calcul\{e9\}es sont exactes
#
p00<-0.7
p10<-0.15
p01<-0.05
p11<-0.1
p00+p01+p10+p11
```

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

```
nn<-10
q1<-p10+p11
q2<-p01+p11
q1
```

```
## [1] 0.25
```

```
q2
```

```
## [1] 0.15
```

```
EM1<-nn*q1
EM2<-nn*q2
mm<-2^10
vk<-0:(mm-1)
fB1<-dpois(vk,2)
fB2<-dnbinom(vk,1.5,1/3)
EB1<-2
EB2<-1.5*(1-1/3)/(1/3)
EX1<-EM1*EB1
EX2<-EM2*EB2
ES<-EX1+EX2
ES
```

```
## [1] 9.5
```

```
fB1t<-fft(fB1)
fB2t<-fft(fB2)
fSt<-(p00+p10*fB1t+p01*fB2t+p11*fB1t*fB2t)^nn
fS<-Re(fft(fSt,inverse=TRUE)/mm)
sum(fS)
```

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

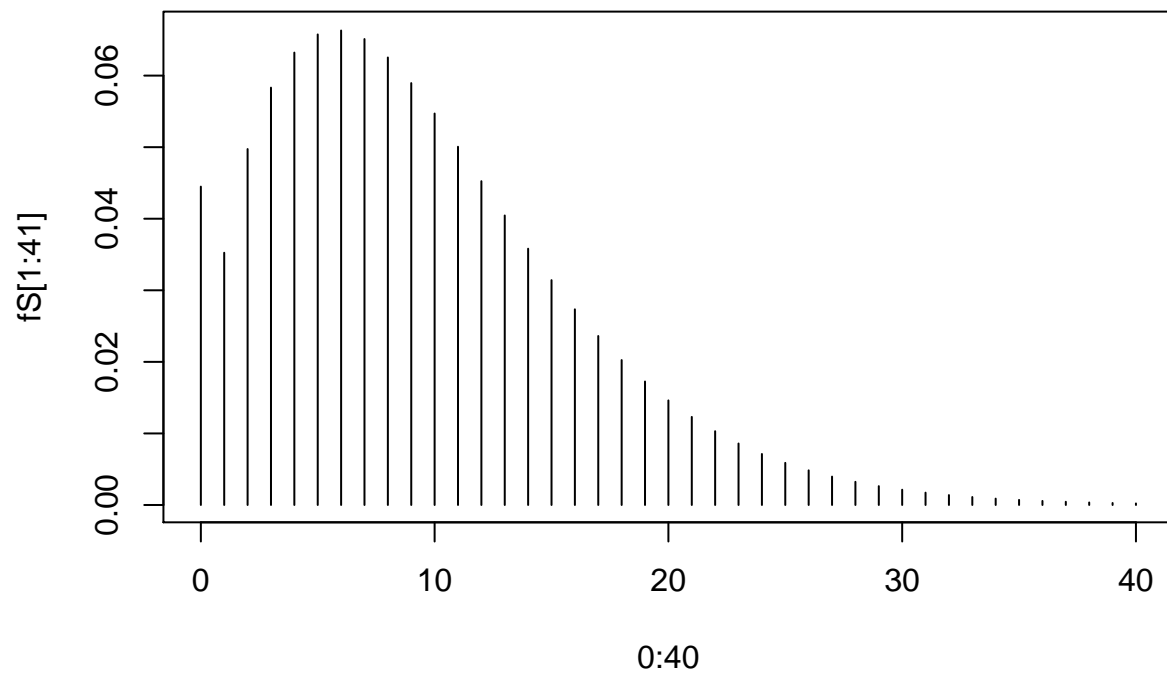
```
ESv<-sum(vk*fS)  
ES
```

```
## [1] 9.5
```

```
ESv
```

```
## [1] 9.5
```

```
plot(0:40,fS[1:41],type="h")
```



## 6 Remerciements

Merci à Christopher Blier-Wong et Simon-Pierre Gadoury qui me poussent en apprendre davantage en informatique.

Merci aux étudiantes et aux étudiants de notre laboratoire ACT&RISK pour leur collaboration.

Merci aux étudiants de mes cours pour leur participation et leur patience.