```
Anass AL AMMIRI
                                • Présentation des données:

    Modélisation:

                                      Lois conditionnelles pleines :
                                      La fonction:

    Résultats:

    Bibliographie

                               • Le lien vers le dépôt github :
                                   https://github.com/RandomAnass/Project-
                                   Bayes-1
Présentation des données:
Les données sont des mesures de longueur et d'âge pour 27 dugongs (vaches de mer)
capturés. Le dugong est une espèce de mammifères marins herbivores au corps fuselé,
vivant sur les littoraux de l'océan Indien, de l'océan Pacifique ouest et de la mer Rouge. Il fait
partie, avec les trois espèces de lamantins, de l'ordre des siréniens. [1]
  X \leftarrow c(1, 1.5, 1.5, 1.5, 2.5, 4, 5, 5, 7, 8, 8.5, 9, 9.5, 9.5, 10,
  12, 12, 13, 13, 14.5, 15.5, 15.5, 16.5, 17, 22.5, 29, 31.5)
  Y \leftarrow c(1.8, 1.85, 1.87, 1.77, 2.02, 2.27, 2.15, 2.26, 2.47, 2.19,
   2.26, 2.4, 2.39, 2.41, 2.5, 2.32, 2.32, 2.43, 2.47, 2.56, 2.65,
   2.47, 2.64, 2.56, 2.7, 2.72, 2.57)
   data <- data.frame(X,Y)</pre>
   colnames(data) <- c("Age_X", "Length_Y")</pre>
   head(data)
                         1.85
                         1.87
             1.5
                         1.77
             1.5
             2.5
                         2.02
   ## 5
                         2.27
   ## 6
            4.0
 Evolution de la longueur des Dugongs en fonction de l'age
  2.4
  2.2
                                   10
                                                    15
                                      - Length_Y en fonction de Age_X
On observe qu'il y a une tendance générale à ce que la longueur augmente avec l'âge. Mais
cette tendance n'est pas constante (parfois elle diminue) et non linéaire.
  hc <- hchart(</pre>
     density(data$Length_Y),
     type = "area", name = "La longueur"
   hc
 1.75
   1.5
  1.25
 0.75
  0.5
 0.25
                         1.75
                                          2
                                                                       2.5
                                                                                      2.75
          1.5
                                               La longueur
La densité indique que le modèle pourrait être un mélange gaussien.
Modélisation:
On considère le modèle suivant:
                                    Y_i \sim \text{Normal}(\mu_i, \tau), \quad i = 1, \dots, 27
                                    \mu_i = lpha - eta \gamma^X \quad lpha, eta > 1; 0 < \gamma < 1
Lois conditionnelles pleines :
On calcule les lois conditionnelles pleines des diff erents paraèetres que l'on fera evoluer
dans notre algorithme MCM.
                                 \pi(eta \mid \ldots) \propto \prod_{i=1}^n \pi\left(y_i \mid lpha, eta, \gamma, 	au
ight) 	imes \pi(eta)
                               \pi(eta \mid \ldots) \propto \prod_{i=1}^n \left[ 	au^{1/2} e^{-rac{(Y_i - lpha + eta \gamma^{x_i})^2 	au}{2}} 
ight] 	imes \pi(eta)
                                            \mathrm{avec}\ \pi(eta) \propto e^{\left(-rac{eta^2.10^{-6}}{2}
ight)}
                         \pi(eta\mid\ldots)\propto 	au^{n/2}	imes e^{-rac{\sum_{i=1}^n\left[(Y_i-lpha+eta\gamma^{x_i})^2	au
ight]}{2}}	imes e^{\left(-rac{eta^2.10^{-6}}{2}
ight)}
                                 \pi(lpha \mid \ldots) \propto \prod_{i=1}^n \pi\left(y_i \mid lpha, eta, \gamma, 	au
ight) 	imes \pi(lpha)
                               \pi(lpha\mid\ldots)\propto\prod_{i=1}^n\left[	au^{1/2}e^{-rac{(Y_i-lpha+eta\gamma^xi)^2	au}{2}}
ight]	imes\pi(lpha)
                                            \mathrm{avec}\ \pi(lpha) \propto e^{\left(-rac{lpha^2.10^{-6}}{2}
ight)}
                          \pi(lpha \mid \ldots) \propto 	au^{n/2} 	imes e^{-rac{\sum_{i=1}^n \left[ (Y_i - lpha + eta \gamma^{x_i})^2 	au 
ight]}{2}} 	imes e^{\left(-rac{lpha^2.10^{-6}}{2}
ight)}
                                  \pi(	au \mid \ldots) \propto \prod^n \pi(y_i \mid lpha, eta, \gamma, 	au) 	imes \pi(	au)
                                          avec \pi(	au) \sim \Gamma(0.001, 0.001)
                         \pi(	au\mid\ldots)\propto\prod_{i=1}^n\left[	au^{1/2}e^{-rac{(Y_i-lpha+eta\gamma^{x_i})^2	au}{2}}
ight]	imesrac{1}{	au}	imes 1_{[0,+\infty[}	au]
                       \pi(	au\mid\ldots)\propto 	au^{n/2}	imes e^{-rac{\sum_{i=1}^n\left[(Y_i-lpha+eta\gamma^{x_i})^2	au
ight]}{2}}	imes rac{1}{	au}	imes 1_{[0,+\infty[}	au e
                                 \pi(\gamma \mid \ldots) \propto \prod_{i=1}^n \pi\left(y_i \mid lpha, eta, \gamma, 	au
ight) 	imes \pi(\gamma)
```

if (runif(1) < acc_prob){</pre>

La fonction:

init <- c(2,1.5,1,0.9)

 $acc_rates <- rep(0, 4)$

chain[1,] <- init</pre>

for (iter in 1:nc){

for (j in 1:2){

}

prop <- current</pre>

prop <- current</pre>

current <- chain[iter,]</pre>

n<-length(Y)

chain \leftarrow matrix(NA, nc + 1, 4)

```
kernel.ratio<-(prop[3]/current[3])</pre>
        top <- sum(dnorm(Y,prop[1] + prop[2]*prop[4]^age,1/sqrt(prop[3]),log=TRUE)</pre>
        bottom <-sum(dnorm(Y,current[1] + current[2]*current[4]^age,1/sqrt(current
        acc_prob <- exp(top - bottom)*kernel.ratio</pre>
        if (runif(1) < acc_prob){</pre>
                 current <- prop
                acc_rates[3] <- acc_rates[3] + 1</pre>
        prop <- current</pre>
        prop[4] <- rlnorm(1, meanlog = log(current[4]), prop_sd[4])</pre>
        kernel.ratio<-(prop[4]/current[4])</pre>
        top <-sum(dnorm(Y,prop[1] + prop[2]*prop[4]^age,1/sqrt(prop[3]),log=TRUE))-
        bottom <- sum(dnorm(Y,current[1] + current[2]*current[4]^age,1/sqrt(current
        acc_prob <- exp(top - bottom)*kernel.ratio</pre>
        if ((runif(1) < acc_prob)&(prop[4]<1)){</pre>
                 current <- prop
                acc_rates[4] <- acc_rates[4] + 1</pre>
      chain[iter+1,] <- current</pre>
    return(list(chain = chain, acc_rates = acc_rates / nc))
 nc=10000
 params <- dugong(X, Y, nc )</pre>
Résultats:
 hc <- hchart(</pre>
   density(params$chain[,1]),
   type = "line", name = "alpha"
 hc
                                   1.5
                                   - alpha
 hc <- hchart(</pre>
    density(params$chain[,2]),
   type = "line", name = "beta"
 hc
```

 $\pi(\gamma\mid\ldots)\propto\prod_{i=1}^n\left[au^{1/2}e^{-rac{(Y_i-lpha+eta\gamma^{x_i})^2 au}{2}}
ight] imes\pi(\gamma)$

 $\pi(\gamma\mid\ldots)\propto au^{n/2} imes e^{-rac{\sum_{i=1}^n\left[(Y_i-lpha+eta\gamma^{x_i})^2 au
ight]}{2}} imes 1_{]0,1[}\gamma$

dugong <- function(age, Y, nc = 10^4 , prop_sd = c(0.1,1,1,1))

prop[j] <- rlnorm(1 ,meanlog = log(current[j]),prop_sd[j])</pre>

prop[3] <- rlnorm(1 ,meanlog = log(current[3]),prop_sd[3])</pre>

top<-sum(dnorm(Y,prop[1] + prop[2]*prop[4]^age,1/sqrt(prop[3]),log=TRUE))+</pre>

bottom <- sum(dnorm(Y,current[1]+current[2]*current[4]^age,1/sqrt(current[4])</pre>

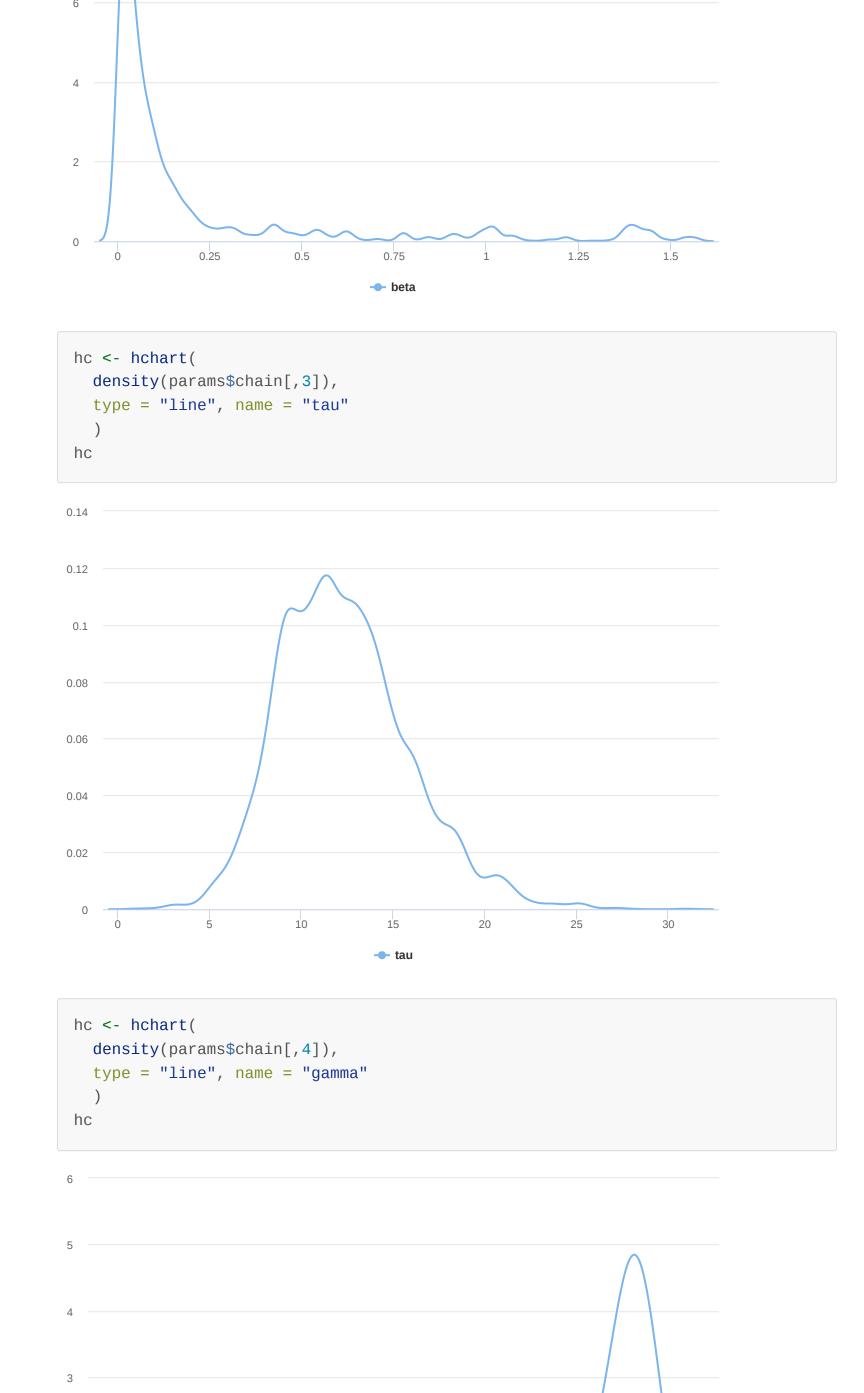
sig<-1000 #car on doit prendre une grande variance

acc_prob <- exp(top - bottom)*kernel.ratio</pre>

acc_rates[j] <- acc_rates[j] + 1</pre>

kernel.ratio<-(prop[j]/current[j])</pre>

current <- prop

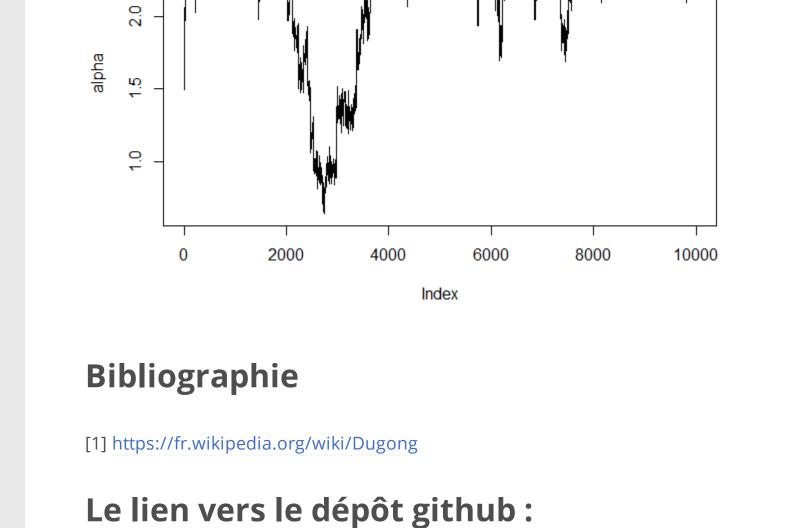




- gamma

0.6

0.9



https://github.com/RandomAnass/Project-Bayes-

2.5