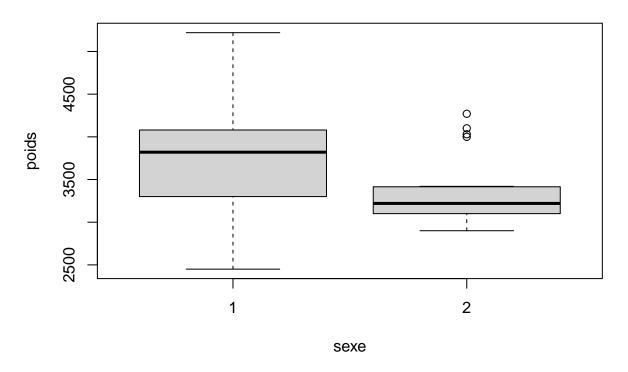
## Statistique bayésienne avec R

Exercice sur les poids de naissance

#### Julien JACQUES

```
data=read.table('Rcode/poidsnaissance.txt',header = T,sep=',',row.names = 1)
data$OBS=NULL
sexe=data$SEXE+1
poids=data$POIDNAIS
boxplot(poids~sexe,main="poids de naissance")
```

### poids de naissance



## Modélisation hierarchique du poids en fonction du sexe

```
On commence par définir les données
```

```
dat <- list(poids = poids, sexe = sexe, N = length(poids))</pre>
```

Puis 3 initialisations différentes

```
inits \leftarrow list(list(moyennes = c(2600, 4000), sigma = 500), list(moyennes = c(4500, 2700), sigma = 700), sigma = 700)
```

On définit le modèle

```
library(rjags)
## Loading required package: coda
## Linked to JAGS 4.3.0
## Loaded modules: basemod, bugs
m1 <- jags.model('Rcode/modelepoidsnaissance.txt', data = dat, inits = inits, n.chains = 3, quiet=TRUE)
Puis on lance les itérations MCMC
update(m1, 3000,progress.bar="none")
mcmc1 <- coda.samples(m1, variable.names = c("moyennes", "sigma"), n.iter = 2000,progress.bar="none")</pre>
Comme résultat on peut regarder par exemple la moyenne du poids moyen des garçons :
mean(mcmc1[[1]][, "moyennes[1]"])
## [1] 3730.914
On peut représenter les chaînes MCMC
plot(mcmc1)
           Trace of moyennes[1]
                                                            Density of moyennes[1]
   4000
            4500
                    5000
                             5500
                                      6000
                                                          3400
                                                                  3600
                                                                          3800
                                                                                  4000
                                                              N = 2000 Bandwidth = 17.7
                   Iterations
           Trace of moyennes[2]
                                                            Density of moyennes[2]
                                                         3000
                                                               3200
   4000
            4500
                    5000
                             5500
                                      6000
                                                                     3400
                                                                            3600
                                                                                  3800
                                                                                         4000
                                                             N = 2000 Bandwidth = 21.93
                   Iterations
               Trace of sigma
                                                                Density of sigma
   4000
            4500
                    5000
                             5500
                                      6000
                                                          400
                                                                 500
                                                                        600
                                                                                700
                                                                                       800
                   Iterations
                                                             N = 2000 Bandwidth = 10.31
                                                                                                 Les
diagnostiques de convergence permettent de vérifier que la période de chauffe était suffisament longue
gelman.diag(mcmc1)
## Potential scale reduction factors:
##
                Point est. Upper C.I.
## moyennes[1]
```

1

1

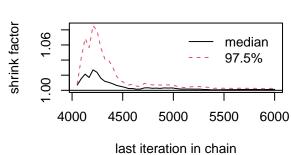
## moyennes[2]

```
## sigma 1 1
##
## Multivariate psrf
##
## 1
gelman.plot(mcmc1)
```

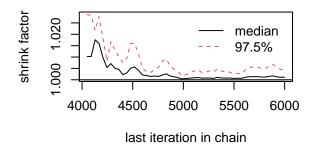
## moyennes[1]

# --- median --- 97.5% 4000 4500 5000 5500 6000 last iteration in chain

## moyennes[2]

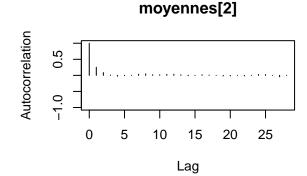


#### sigma



autocorr.plot(mcmc1[[1]])

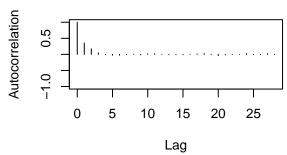
#### 



On

#### sigma

Lag



peut finalement examiner les résultats (loi a posteriori des paramètres) :

summary(mcmc1)

```
##
## Iterations = 4001:6000
## Thinning interval = 1
## Number of chains = 3
## Sample size per chain = 2000
##
##
  1. Empirical mean and standard deviation for each variable,
##
      plus standard error of the mean:
##
##
                          SD Naive SE Time-series SE
                 Mean
## moyennes[1] 3727.8 98.18
                               1.2676
                                                1.621
## moyennes[2] 3383.1 121.22
                                                1.975
                               1.5649
## sigma
                529.5 56.63
                               0.7311
                                                1.022
##
## 2. Quantiles for each variable:
##
                 2.5%
                         25%
                                50%
                                       75% 97.5%
## moyennes[1] 3534.4 3664.5 3727.7 3792.0 3918.2
## moyennes[2] 3146.5 3303.3 3382.2 3461.2 3629.3
## sigma
                432.3
                      489.9 524.7 564.1 656.2
```

On peut aussi calculer le critère DIC :

```
dic.samples(m1,n.iter=1000)
```

```
## Mean deviance: 736.9
## penalty 3.124
```

## Penalized deviance: 740

## Comment répondre à la question de l'influence du sexe sur le poids de naissance ?

#### Solution 1:

On compare avec un modèle sans la variable sexe

On commence par définir les données

## Penalized deviance: 743.4

```
dat <- list(poids = poids, N = length(poids))
inits <- list( list(mu = c(2600), sigma = 500),list(mu = c(4500), sigma = 700),list(mu = c(4000), sigma
m0 <- jags.model('Rcode/modelepoidsnaissance0.txt', data = dat, inits = inits, n.chains = 3, quiet=TRUE
update(m0, 3000,progress.bar="none")
dic.samples(m0,n.iter=1000)

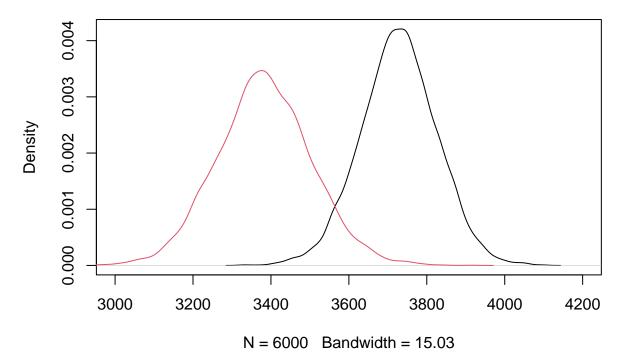
## Mean deviance: 741.2
## penalty 2.225</pre>
```

#### Solution 2:

On peut utuliser les lois a posteriori des poids moyens des filles et des garçons.

```
m1=c(mcmc1[[1]][,1],mcmc1[[2]][,1],mcmc1[[3]][,1])
m2=c(mcmc1[[1]][,2],mcmc1[[2]][,2],mcmc1[[3]][,2])
plot(density(m1),xlim=c(3000,4200))
lines(density(m2),col=2)
```

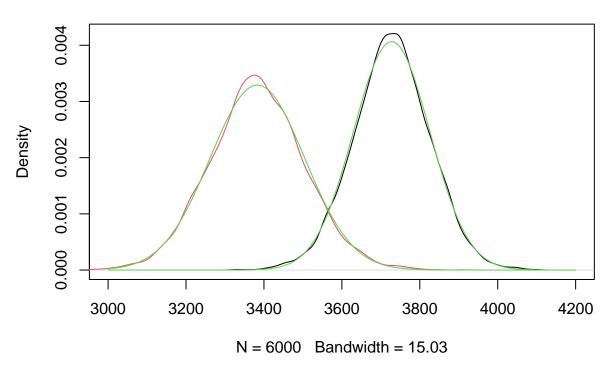
## density.default(x = m1)



Ces densités peuvent être vraisemblablement approchées par des lois gaussiennes

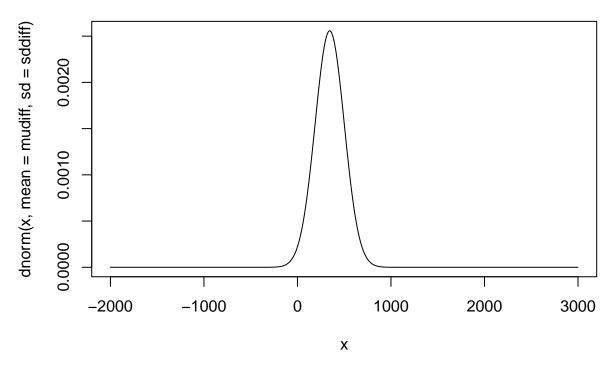
```
plot(density(m1),xlim=c(3000,4200))
lines(density(m2),col=2)
x=seq(3000,4200,1)
lines(x,dnorm(x,mean=mean(m1),sd=sd(m1)),col=3)
lines(x,dnorm(x,mean=mean(m2),sd=sd(m2)),col=3)
```

## density.default(x = m1)



Sous l'hypothèse gaussienne, la loi de la différence entre les poids moyens des garçons et des filles est une loi normale dont l'espérance est la différences des espérances et la variance et la somme des variances :

```
mudiff=mean(m1)-mean(m2)
sddiff=sqrt(sd(m1)^2+sd(m2)^2)
x=seq(-2000,3000,1)
plot(x,dnorm(x,mean=mudiff,sd =sddiff),type='1')
```



Il suffit alors de calculer la probabilité que cette différence soit positive :

```
print(1-pnorm(0,mean=mudiff,sd =sddiff))
```

## [1] 0.9864429

Cette probabilité correspond à la probabilité, que le poids moyen des garçons soit plus grand que le poids moyen des filles.

# Modélisation hierarchique du poids en fonction du sexe et de l'âge gestiationnel

```
On commence par définir les données
```

```
dat <- list(poids = poids, sexe = sexe, N = length(poids), nbsemaines = data$AGEGEST)</pre>
```

Puis 3 initialisations différentes

```
inits <- list( list(moyennes = c(2600, 4000), sigma = 500, b=0), list(moyennes = c(4500, 2700), sigma =</pre>
```

On définit le modèle

```
library(rjags)
m2 <- jags.model('Rcode/modelepoidsnaissance3.txt', data = dat, inits = inits, n.chains = 3, quiet=TRUE</pre>
```

Puis on lance les itérations MCMC

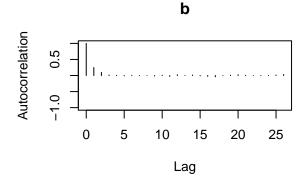
```
update(m2, 3000,progress.bar="none")
mcmc2 <- coda.samples(m2, variable.names = c("moyennes", "sigma","b"), n.iter = 2000,progress.bar="none"</pre>
```

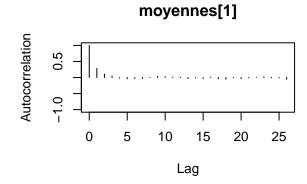
Les diagnostiques de convergence permettent de vérifier que la période de chauffe était suffisament longue gelman.diag(mcmc2)

```
## Potential scale reduction factors:
```

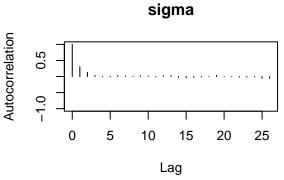
##

#### autocorr.plot(mcmc2[[1]])





# woyennes[2] On the second of the second of



On

peut finalement examiner les résultats (loi a posteriori des paramètres) :

#### summary(mcmc2)

```
##
## Iterations = 4001:6000
## Thinning interval = 1
## Number of chains = 3
## Sample size per chain = 2000
##
  1. Empirical mean and standard deviation for each variable,
##
      plus standard error of the mean:
##
##
##
                 Mean
                           SD Naive SE Time-series SE
                152.8
                       60.73
                                0.7841
                                                1.0343
## b
   moyennes[1] 3743.7
                       93.12
                                1.2021
                                                1.5269
  moyennes[2] 3352.1 110.82
                                1.4307
                                                1.8427
## sigma
                500.9 53.72
                                0.6936
                                                0.9778
##
```

```
## 2. Quantiles for each variable:
##

## 2.5% 25% 50% 75% 97.5%

## b 36.88 112.6 153.4 193.6 269.9

## moyennes[1] 3562.53 3680.9 3744.5 3805.8 3928.0

## moyennes[2] 3134.28 3278.3 3352.9 3424.7 3569.6

## sigma 409.29 463.0 496.7 533.3 618.9
```

On peut aussi calculer le critère DIC, qui est meilleur, ce qui signifie que l'apport de la nouvelle variable est significatif :

```
dic.samples(m2,n.iter=1000)
```

## Mean deviance: 731.6

## penalty 4.244

## Penalized deviance: 735.9