# **Devoir Méthodes bayésiennes : session 1**

### Benoit Gachet, Guillaume Mulier

### 19/12/2020

# **Table of Contents**

I.	Les données	
II.	Modèle 1	1
1.	. Question 1	2
2.	. Question 2	
3.	. Question 3	11
4.	Question 4	11
5.	. Question 5	14
6.	Question 6	
III.	Modèle 2	17
7.	. Question 1	
8.	Question 2	
9.	Question 3	30
10	0. Question 4	30
11	1. Question 5	31
12	2. Question 6	35
13	3. Question 7	36
14	4. Question 8	36

### I. <u>Les données</u>

```
sncf_machines <- tibble(
   machine = 1:10,
   anciennete = c(2, 14, 2, 9, 15, 7, 3, 14, 5, 2),
   nb_pannes = c(3, 50, 7, 20, 44, 3, 1, 58, 8, 7)
)</pre>
```

# II. Modèle 1

Le modèle est le suivant :

```
y_i \sim \mathcal{P}ois(\lambda) avec \begin{cases} y_i & le & nombre & de & pannes & de & la & machine & i \\ log(\lambda) = a & \end{cases} On a log(\lambda) = a \Leftrightarrow \lambda = e^a.
```

#### 1. Question 1

Donner E(yi|a) d'après ce modèle en fonction de a.

$$E(y_i|a) = E(\mathcal{P}ois(\lambda))$$

$$= \lambda$$

$$= e^a$$

### 2. Question 2

Mettre en place ce modèle avec, comme loi a priori sur a, une loi normale d'espérance nulle et de variance 1000. Faire 30000 itérations et enlever 1000 itérations pour le temps de chauffe. D'après l'history et les autocorrélations, voyez-vous un problème de mélangeance de l'algorithme ? Si oui, résoudre ce problème en justifiant.

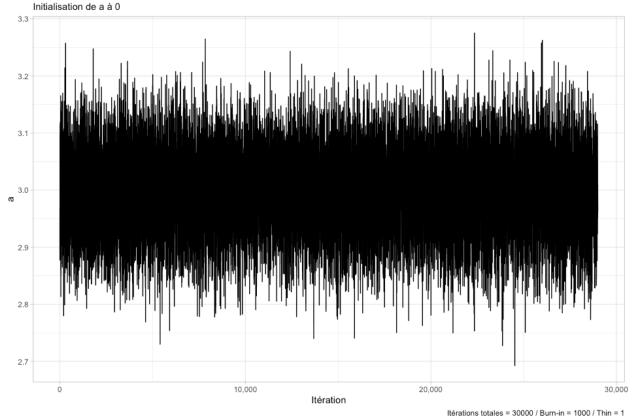
Réalisation du modèle avec JAGS en prenant 30000 itérations avec 1000 itérations de burnin au début, en gardant toutes les itérations :

```
# Données à présenter sous forme d'une liste
donnees <- as.list(sncf machines)</pre>
# Modèle dans langage BUGS et pas en langage R
modele 1 <- function() {</pre>
  # Modèle pour yi
  for (i in 1:10) {
    nb pannes[i] ~ dpois(exp(a))
  # Loi a priori de a
  a \sim dnorm(0, 0.001)
}
# Paramètres à recueillir
parametres modele1 <- c("a")</pre>
# Valeurs initiales
inits_1 <- list("a" = 0)</pre>
inits_modele1 <- list(inits 1)</pre>
n iter <- 30000 # Nombre d'iterations
n burn <- 1000 # Burn in
# Faire tourner le modèle avec la fonction jags
# D'abord sans thin
set.seed(1993)
modele1_fit <- jags(data = donnees,</pre>
                     inits = inits modele1,
                     parameters.to.save = parametres modele1,
                     n.chains = length(inits_modele1),
```

On regarde si le paramètre a estimé a bien convergé.

```
ggplot(gg_modele1 %>% filter(Parameter == "a"), aes(x = Iteration, y =
value)) +
  geom_line() +
  scale_x_continuous(labels = scales::comma_format()) +
  labs(x = "Itération",
        y = "a",
        title = "Traceplot de l'estimation de a par MCMC avec 1 chaîne",
        subtitle = "Initialisation de a à 0",
        caption = "Itérations totales = 30000 / Burn-in = 1000 / Thin = 1")
```

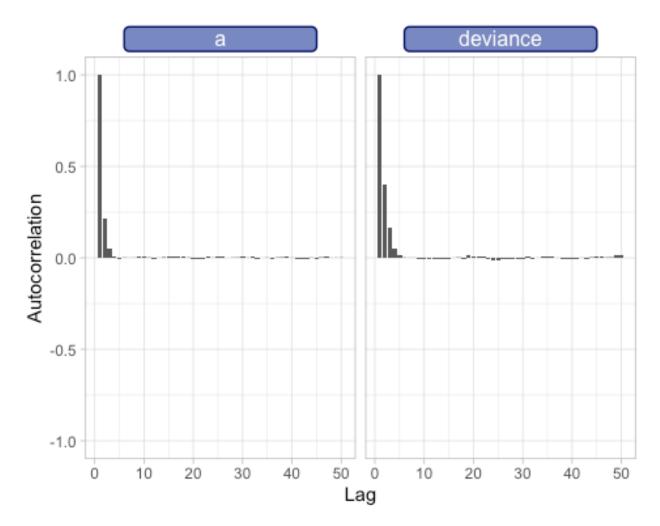
### Traceplot de l'estimation de a par MCMC avec 1 chaîne



On voit que la valeur du paramètre *a* reste autour de la valeur 3 et n'a pas l'air de s'écarter beaucoup de cette valeur. De plus, le burn-in de 1000 semble suffisant car le début de la chaîne après la période de burn-in est aussi proche de 3. Nous vérifierons par la suite si

cette convergence est conservée en augmentant le nombre de chaînes. Nous allons ensuite vérifier si les maillons de la chaîne sont bien indépendants les uns des autres.

### ggs\_autocorrelation(gg\_modele1)



On voit que pour l'estimation de a, il y a corrélation jusqu'à la 3ème mesure. Pour la déviance, en revanche, cela va jusquà 8. Cela est confirmé par le nombre d'itérations effectives qui est franchement diminué par rapport aux 30000 itérations faites : 18628 pour l'estimation de a et 12743 pour l'estimation de la déviance du modèle.

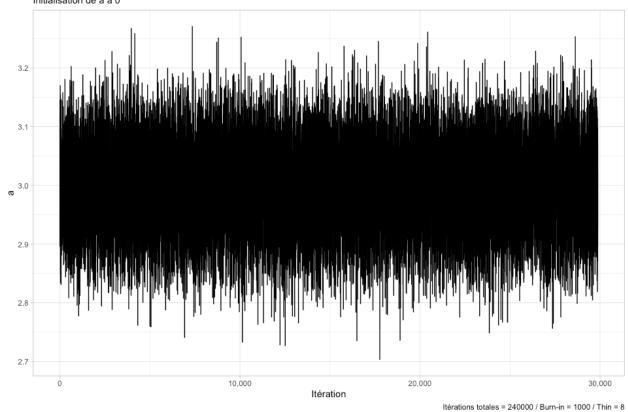
Nous allons donc prendre un décallage de 8 pour essayer de casser cette autocorrélation. De plus, nous conserverons un burn-in de 1000 observations pour éviter de prendre des itérations qui n'ont pas encore convergé. Aussi, afin de conserver le nombre d'itérations conservées, nous multiplierons aussi par 8 le nombre total d'itération avant sélection des 1/8.

Il est à noter que par curiosité nous avons essayé de retrouver l'initialisation de la valeur de a en la faisant varier sans burn-in, mais le traceplot commençait toujours aux alentours de 3 même si nous initialisions a à 30 par exemple. Nous n'avons pas trouvé d'explication à cela.

#### Le modèle obtenu est le suivant :

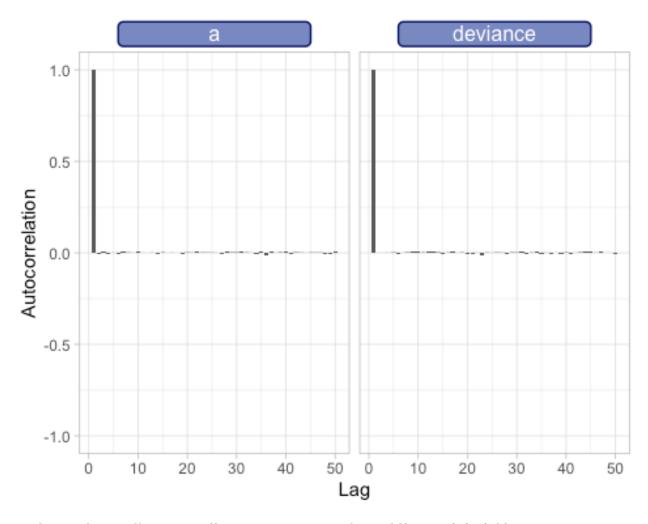
Paramètre estimé	Estimation	Ecart-Type
а	2.998	0.071

Traceplot de l'estimation de a par MCMC avec 1 chaîne Initialisation de a à 0



En ne prenant qu'une observation sur 8, on voit que le traceplot reste similaire avec une bonne convergence de l'estimation de a autour de 3 après le retrait de 1000 observations de burn in.

ggs\_autocorrelation(gg\_modele1\_thin)

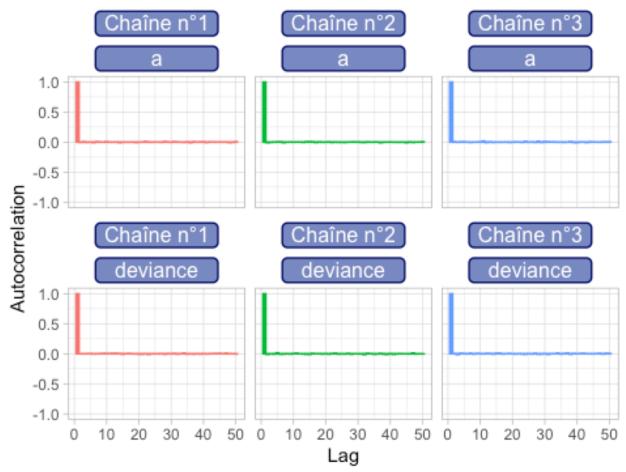


Sur le graphique d'auto-corrélations, on voit que le problème a été réglé et que maintenant il n'y a plus d'auto-corrélation pour le paramètre a estimé. De plus, le nombre d'itérations effectives est maintenant autour des 29875 itérations faites : 29875 pour l'estimation de a et 29875 pour l'estimation de la déviance du modèle.

Afin de nous assurer de la convergence du modèle, nous avons réalisé 3 chaînes avec des départ pour des valeurs différentes. Nous avons initié a à -5, 0 et 5 et regardé comment se comportait le modèle.

```
model.file = modele_1)
modele1_fit_mult_mcmc <- as.mcmc(modele1_fit_mult)
gg_modele1_mult <- ggs(modele1_fit_mult_mcmc)
ess_1_mult <- effectiveSize(modele1_fit_mult)

ggs_autocorrelation(gg_modele1_mult %>% mutate(Chain = paste0("Chaîne no", Chain))) +
  facet_wrap(~ Chain + Parameter, ncol = 3, dir = "v") +
  theme(legend.position = "none") +
  labs(caption = "Itérations totales = 240000 par chaîne / Burn-in = 1000 /
Thin = 8 / 3 chaînes")
```

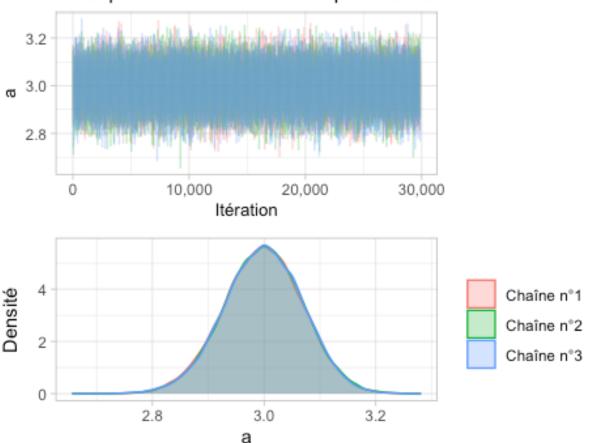


Itérations totales = 240000 par chaîne / Burn-in = 1000 / Thin = 8 / 3 chaînes

Pour les 3 chaînes, on ne voit pas d'auto-corrélation dans notre modèle. Aussi, le nombre d'itérations effectives est resté autour des 89625 itérations faites : 89625 pour l'estimation de a et 89625 pour l'estimation de la déviance du modèle (à noter que pour la déviance, l'effective sample size dépasse le nombre d'itérations réellement faites. Cela est peut-être du à des auto-corrélation négatives, mais nous considérerons que cela signifie que nos estimations sont bien indépendantes les unes des autres).

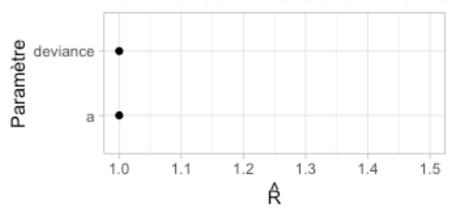
```
plot1 <- ggplot(gg_modele1_mult %>% filter(Parameter == "a"), aes(x =
Iteration, y = value)) +
  geom_line(aes(color = as.factor(Chain)), alpha = 0.3) +
  scale_x_continuous(labels = scales::comma_format()) +
  labs(x = "Itération",
      y = "a"
       title = "Traceplot de l'estimation de a par MCMC avec 3 chaînes") +
  theme(legend.position = "none",
        title = element_markdown(size = 10))
plot2 <- ggplot(gg_modele1_mult %>% filter(Parameter == "a") %>% mutate(Chain
= paste0("Chaîne n°", Chain)), aes(x = value, color = as.factor(Chain), fill
= as.factor(Chain))) +
  geom density(alpha = 0.3) +
  scale_color_discrete(name = NULL) +
  scale fill discrete(name = NULL) +
  labs(x = "a",
      y = "Densité")
plot1 / plot2
```

### Traceplot de l'estimation de a par MCMC avec 3 chaînes

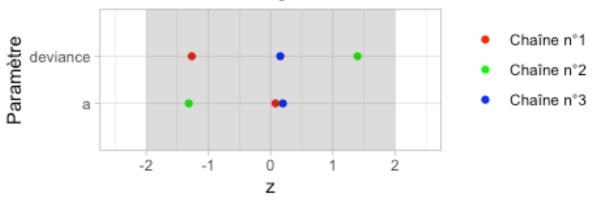


On peut voir que les 3 chaînes convergent bien vers la même valeur pour 3 initialisations différentes du paramètre a. Cela se voit sur le traceplot qui montre que les estimations de a restent autour de la même valeur, mais aussi sur le graphique des densités de a pour chaque chaîne qui montre des densités superposables pour les 3 chaînes.

### Potential Scale Reduction Factors



# Critère de convergence de Geweke



Les critères de convergence de Gelman et Geweke sont bien respectés : le  $\hat{R}$  de Gelman est bien autour de 1 (il est même à 1) et le Z-score de Geweke reste entre -2DS et 2DS pour toutes les chaînes.

Ainsi, voici notre estimation du paramètre a pour notre modèle avec 3 chaînes, 240000 itérations par chaîne avec 1000 itérations de burn-in et la conservation d'une itération sur 8 :

Paramètre estimé	Estimation	Ecart-Type
а	2.999	0.071

Cette estimation est très proche à celle faite sur une chaîne précédemment qui sera notre résultat principal.

### 3. Question 3

Que vaut le nombre d'itérations pour les calculs ? Que vaut le nombre d'itérations « effectif » ?

Pour le modèle avec 1 chaîne, 1000 itérations de burn-in et la conservation d'une itération sur 8, on avait 29875 itérations de faites, et le nombre effectif était de 29875 itérations.

A titre indicatif, le modèle avec 3 chaînes avait 89625 itérations de faites avec un nombre effectif de 89625 itérations. Ce nombre est plus grand que le nombre d'itérations réalisées peut-être en raison d'auto-corrélations négatives pour notre modèle, mais nous avons considéré que cela montrait que les itérations étaient indépendantes.

#### 4. Question 4

Donnez la moyenne a posteriori et l'intervalle de crédibilité à 95% de a.

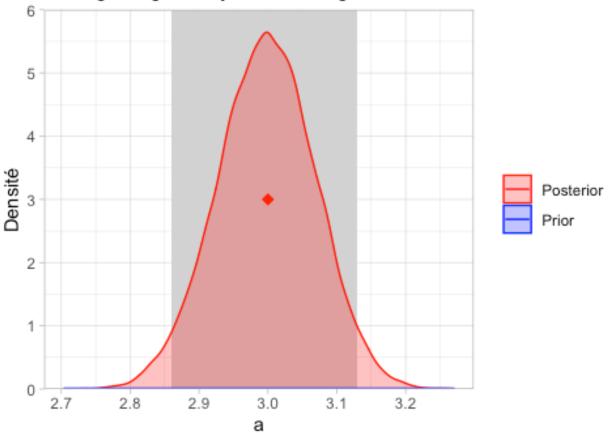
```
resm <- summary(modele1_fit_thin_mcmc)[[1]] %>% as.data.frame()
resq <- summary(modele1_fit_thin_mcmc)[[2]] %>% as.data.frame()
ic <- paste0(round(resm[["Mean"]][1], 2), "[", round(resq[["2.5%"]][1], 2),
";", round(resq[["97.5%"]][1], 2), "]")</pre>
```

L'estimation de a nous donne la moyenne et l'intervalle de crédibilité à 95% suivant : 3[2.86;3.13]. Nous avons représenté la densité à postériori de a sur le graphique suivant. Nous avons aussi intégré la loi à priori qui est une loi normale très plate et semble donc bien une loi non informative.

```
ggplot(gg_modele1_thin %>% filter(Parameter == "a")) +
   geom_rect(aes(xmin = 2.86, xmax = 3.13, ymin = 0, ymax = 6), fill =
"lightgrey", alpha = 0.2) +
   geom_density(aes(x = value, color = "Posterior"), fill = "red", alpha =
```

# Densité de a à postériori

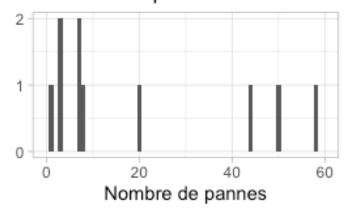
Losange rouge = moyenne / Zone grise = Intervalle de crédibilité à 9

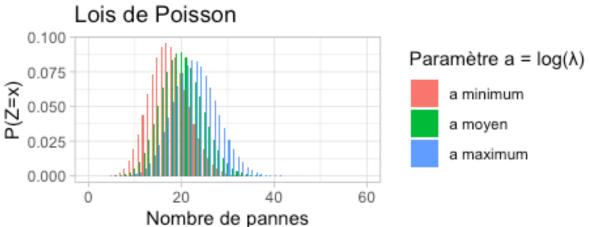


On peut représenter les lois de Poisson associées à ces différents paramètres a (le a moyen représente la loi associé à la moyenne de a, a minimum et maximum représentent les a des bornes de l'intervalle de crédibilité).

```
poisson dens <- tibble(</pre>
  x = 0:60
  poiss min = (\exp(2.86) ^ x) * (\exp(-\exp(2.86)) / factorial(x)),
  poiss_moy = (exp(3) ^ x) * (exp(-exp(3)) / factorial(x)),
  poiss_max = (exp(3.13) ^ x) * (exp(-exp(3.13)) / factorial(x))
dens_poiss <- ggplot(poisson_dens %>% pivot_longer(-x) %>%
         mutate(name = factor(name, levels = c("poiss min", "poiss moy",
"poiss_max"),
                              labels = c("a minimum", "a moyen", "a
maximum")))) +
  geom col(aes(x = x, y = value, fill = name), position = position dodge()) +
  scale fill discrete(name = "Paramètre a = log(λ)") +
  labs(x = "Nombre de pannes",
       y = "P(Z=x)"
       title = "Lois de Poisson") +
  theme(legend.title = element_markdown()) +
  xlim(c(0, 60))
dens_pannes <- ggplot(sncf_machines, aes(x = nb_pannes)) +</pre>
  geom_bar() +
  xlim(c(0, 60)) +
  scale_y_continuous(breaks = 0:2) +
  labs(x = "Nombre de pannes",
      y = "",
       title = "Nombre de pannes chez les machines de l'exercice")
dens_pannes / dens_poiss
```

### Nombre de pannes chez les machines de l'exercice





On peut voir que les lois de Poisson décrivent mal la survenue de pannes pour les machines. Si la moyenne de la loi de Poisson pour le a moyen est très proche de la moyenne dans l'échantillon de 10 machines (20.04 vs 20.1), la loi ne décrit pas de façon très satisfaisante la distribution du nombre de pannes. Il faut sûrement estimer plus de paramètres.

### 5. Question 5

Que vaut le DIC ? Que vaut l'estimation de la complexité du modèle ? Vous semble-t-elle logique ?

```
dic <- round(modele1_fit_thin$BUGSoutput$DIC, 4)
complexite <- round(modele1_fit_thin$BUGSoutput$pD, 4)</pre>
```

Le DIC du modèle vaut 253.367. Pour estimer la complexité du modèle, le pD est estimé et représente le nombre effectif de paramètres estimés. Pour notre modèle, il vaut 0.9995. Ce chiffre est voisin de 1, ce qui est en accord avec le modèle car nous n'estimons qu'un paramètre : a qui vaut  $log(\lambda)$  et est unique pour toutes les machines.

#### 6. Question 6

Refaire tourner ce modèle (30000 itérations et enlever 1000 itérations pour le temps de chauffe) mais avec cette fois-ci comme loi a priori sur a, une loi normale d'espérance nulle et de variance 10000. Donnez la moyenne a posteriori et l'intervalle de crédibilité à 95% de a et commentez.

Pour la loi à priori de a, on prendra une variance plus élevée à 10000 au lieu de 1000, et donc  $\tau = \frac{1}{\sigma^2} = \frac{1}{10000} = 0.0001$ 

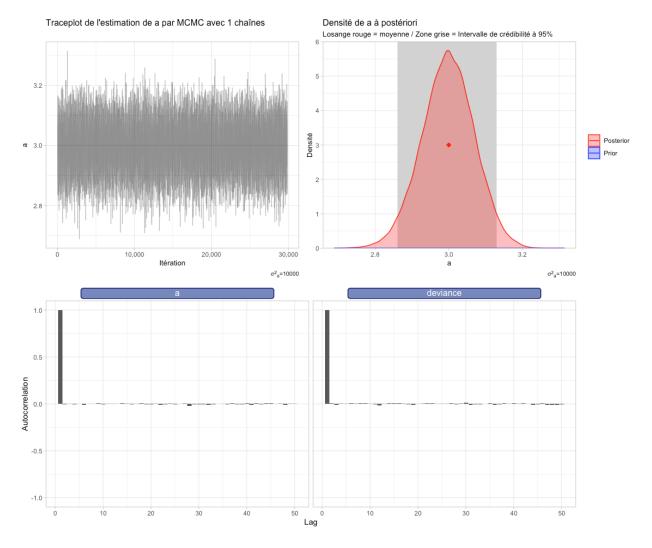
```
modele 1 sens <- function() {</pre>
  # Modèle pour yi
 for (i in 1:10) {
    nb_pannes[i] ~ dpois(exp(a))
 # Loi a priori de a
  a \sim dnorm(0, 0.0001)
}
set.seed(1993)
modele1_fit_sens <- jags(data = donnees,</pre>
                               inits = inits_modele1,
                               parameters.to.save = parametres modele1,
                               n.chains = length(inits_modele1),
                               n.iter = n_iter * n_thin,
                               n.burnin = n burn,
                               n.thin = n thin,
                               model.file = modele 1 sens)
modele1_fit_sens_mcmc <- as.mcmc(modele1_fit_sens)</pre>
gg_modele1_sens <- ggs(modele1_fit_sens_mcmc)</pre>
ess 1 sens <- effectiveSize(modele1 fit sens)
resm_sens <- summary(modele1_fit_sens_mcmc)[[1]] %>% as.data.frame()
resq sens <- summary(modele1_fit_sens_mcmc)[[2]] %>% as.data.frame()
ic_sens <- paste0(round(resm_sens[["Mean"]][1], 2), "[",</pre>
round(resq_sens[["2.5%"]][1], 2), ";", round(resq_sens[["97.5%"]][1], 2),
"]")
tidy(modele1 fit sens) %>%
  mutate(across(estimate:std.error, ~ round(.x, 3))) %>%
  flextable() %>%
  set_header_labels(term = "Paramètre estimé",
                    estimate = "Estimation",
                     std.error = "Ecart-Type") %>%
  autofit()
```

Paramètre estimé	Estimation	Ecart-Type
а	2.999	0.071

Les résultat du modèle apparaît très similaire, avec un a moyen et son intervalle de crédibilité à 95% de 3[2.85;3.14].

Le comportement pour la mélangeance du modèle était très similaire au modèle précédant. Ainsi, on n'avait pas de problème de mélangeance dans notre modèle avec pas d'autocorrélations et une bonne convergence.

```
plot1 <- ggplot(gg modele1 sens %>% filter(Parameter == "a"), aes(x =
Iteration, y = value)) +
  geom_line(alpha = 0.3) +
  scale_x_continuous(labels = scales::comma_format()) +
  labs(x = "Itération",
       y = "a",
       title = "Traceplot de l'estimation de a par MCMC avec 1 chaînes",
       caption = "σ<sup>2</sup><sub>a</sub>=10000") +
 theme(legend.position = "none",
        title = element_markdown(size = 10))
plot2 <- ggplot(gg modele1 sens %>% filter(Parameter == "a")) +
  geom_rect(aes(xmin = 2.86, xmax = 3.13, ymin = 0, ymax = 6), fill =
"lightgrey", alpha = 0.2) +
  geom_density(aes(x = value, color = "Posterior"), fill = "red" , alpha =
0.3) +
  annotate("point", x = 3, y = 3, color = "#FF0000", shape = 18, size = 3,
alpha = 1) +
  geom function(aes(color = "Prior"), fun = ~ dnorm(.x, mean = 0, sd =
sqrt(10000))) +
  scale_color_manual(name = NULL, values = c("red", "blue")) +
  scale fill manual(name = NULL) +
  scale y continuous(expand = expansion(mult = c(0, 0))) +
  guides(color = guide legend(override.aes = list(fill = c("red", "blue"))))
  labs(x = "a",
      y = "Densité",
       title = "Densité de a à postériori",
       subtitle = "Losange rouge = moyenne / Zone grise = Intervalle de
crédibilité à 95%",
       caption = "σ<sup>2</sup><sub>a</sub>=10000") +
 theme(title = element_markdown(size = 10))
plot3 <- ggs autocorrelation(gg modele1 sens)</pre>
(plot1 + plot2) / plot3
```



En conclusion, en ayant pris une loi à priori sur le paramètre a encore plus plate et donc moins informative, nous avons les mêmes résultats. Cela confirme donc bien que la première loi à priori que nous avions choisie était bien non informative.

# III. Modèle 2

Le modèle est le suivant :

$$y_i \sim \mathcal{P}ois(\lambda_i)$$
 
$$avec \begin{cases} y_i & le \ nombre \ de \ pannes \ de \ la \ machine \ i \\ log(\lambda_i) = a_0 + b_0 \times x_i \\ x_i & l'anciennet\'e \ de \ la \ machine \ i \end{cases}$$

On a  $log(\lambda) = a_0 + b_0 \times x_i \Leftrightarrow \lambda = e^{a_0 + b_0 \times x_i}$ .

### 7. Question 1

Donner E(yi|a0,b0,xi) d'après ce modèle en fonction de a0, b0 et de xi ? Si b0=0, que cela signifie-t-il ? Même question si b0 est supérieur à 0 ou si b0 est inférieur à 0 ?\*

$$\begin{split} E(y_i|a_0,b_0,x_i) &= E(\mathcal{P}ois(\lambda_i)) \\ &= \lambda_i \\ &= e^{a_0+b_0\times x_i} \end{split}$$

Si  $b_0 = 0$  cela signifie que nous sommes dans le modèle 1 avec  $E(y_i|a_0,b_0,x_i) = e^{a_0} (=e^a)$  et que le nombre de panne ne dépend pas de l'ancienneté de la machine.

Si  $b_0 \neq 0$ , on a  $E(y_i|a_0,b_0,x_i) = e^{a_0+b_0\times x_i}$  et donc le nombre de pannes varie avec le vieillissement de la machine i. Si  $b_0 < 0$ ,  $a_0 + b_0 \times x_i$  diminue en fonction de l'ancienneté croissante de la machine i et donc le nombre de pannes diminue avec l'ancienneté de la machine (car la loi exponentielle est monotone croissante sur  $]-\infty;+\infty[)$ . De manière analogue, si b>0,  $a_0+b_0\times x_i$  augmente en fonction de l'ancienneté croissante de la machine i et donc le nombre de pannes augmente avec l'ancienneté de la machine.

#### 8. Question 2

Mettre en place ce modèle avec, comme loi a priori sur a0 et b0, une loi normale d'espérance nulle et de variance 1000. Faire 30000 itérations et enlever 1000 itérations pour le temps de chauffe. D'après l'history et les autocorrélations, voyezvous un problème de mélangeance de l'algorithme? Si oui, mettre un thin à 10. Cela a-t-il amélioré la mélangeance? On considèrera que c'est suffisant.

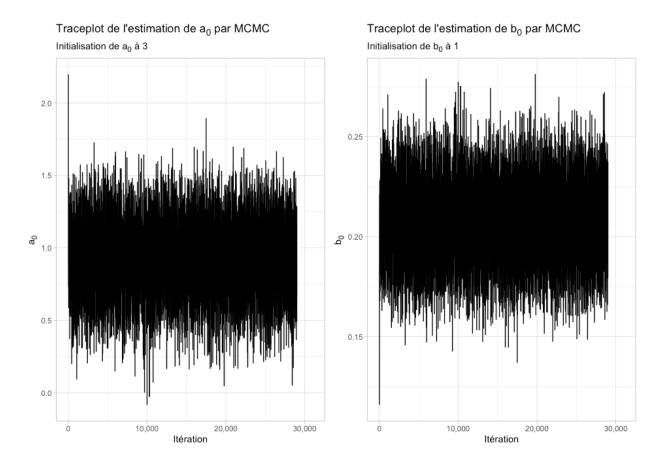
Réalisation du modèle avec JAGS en prenant 30000 itérations avec 1000 itérations de burnin au début, en gardant toutes les itérations :

```
modele 2 <- function() {</pre>
  for (i in 1:length(nb_pannes)) {
    lam[i] <- exp(a0 + b0 * anciennete[i])</pre>
    nb_pannes[i] ~ dpois(lam[i])
  a0 \sim dnorm(0, 1.0E-3)
  b0 \sim dnorm(0, 1.0E-3)
}
# Paramètres
parametres modele2 <- c("a0", "b0")
# Inits
inits2 <- list("a0" = 3, "b0" = 1)
inits modele2 <-list(inits2)</pre>
# Nombre d'iterations
n burn2 <- 1000
n_iter2 <- 30000
n thin2 <- 1
```

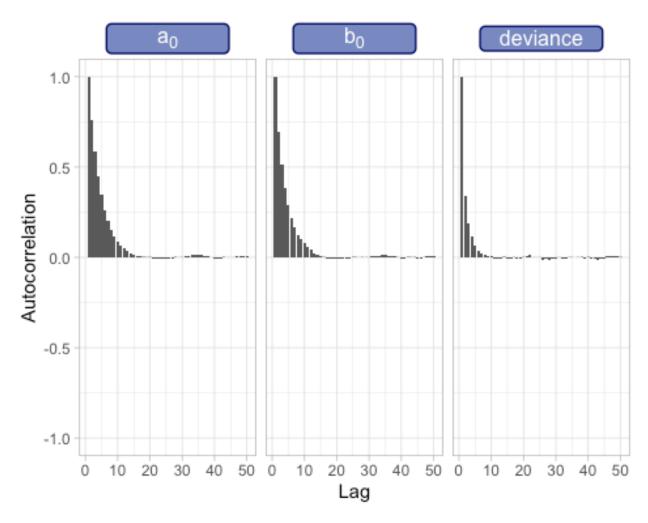
```
# Modélisation
set.seed(1993)
modele2_fit <-jags(
    data = donnees,
    inits = inits_modele2,
    parameters.to.save = parametres_modele2,
    n.chains = length(inits_modele2),
    n.iter = n_iter2,
    n.burnin = n_burn2,
    n.thin =n_thin2,
    model.file = modele_2)
modele2_fit_mcmc <- as.mcmc(modele2_fit)
gg_modele2 <- ggs(modele2_fit_mcmc)
ess_2 <- effectiveSize(modele2_fit_mcmc)</pre>
```

On regarde si les paramètres estimés ont bien convergé.

```
plot_a0 <- ggplot(gg modele2 %>% filter(Parameter == "a0"), aes(x =
Iteration, y = value)) +
  geom line() +
  scale x continuous(labels = scales::comma format(), lim = c(0, 31000)) +
  labs(x = "Itération",
       v = \text{"a}<\text{sub}>0</\text{sub}>\text{"}
       title = "Traceplot de l'estimation de a<sub>0</sub> par MCMC",
       subtitle = "Initialisation de a<sub>0</sub> à 3") +
 theme(plot.title = element markdown())
plot_b0 <- ggplot(gg_modele2 %>% filter(Parameter == "b0"), aes(x =
Iteration, y = value)) +
  geom line() +
  scale_x_continuous(labels = scales::comma_format(), lim = c(0, 31000)) +
  labs(x = "Itération",
       y = "b < sub > 0 < / sub > ",
       title = "Traceplot de l'estimation de b<sub>0</sub> par MCMC",
       subtitle = "Initialisation de b<sub>0</sub> à 1") +
 theme(plot.title = element markdown())
plot_a0 + plot_b0
```



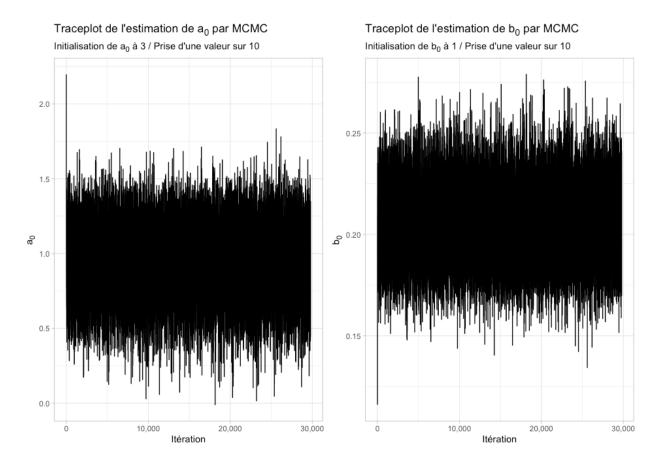
On voit que les valeurs des paramètres  $a_0$  et  $b_0$  restent respectivement autour de la valeur 1 et 0.2 et n'ont pas l'air de s'écarter beaucoup de cette valeur. Nous vérifierons par la suite si cette convergence est conservée en augmentant le nombre de chaînes. De plus, nous avons l'impression qu'il reste un peu de non-convergence des paramètres au début et allons augmenter un peu de burn-in en conséquence. Nous allons ensuite vérifier si les valeurs des paramètres estimés n'ont pas d'auto-corrélation.



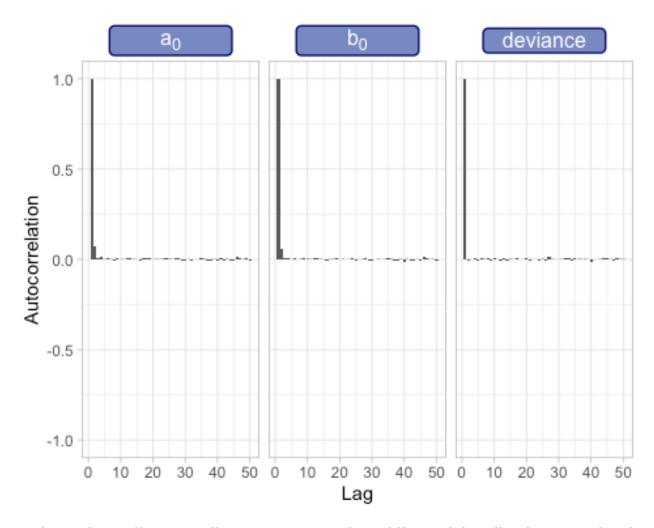
On voit que pour l'estimation de  $a_0$  et  $b_0$ , il y a auto-corrélation jusqu'à la 15ème mesure. Pour la déviance, en revanche, cela va jusquà 10. De plus, le nombre d'itérations effectives est bien en-dessous du nombre d'itérations réalisées : nous avons fait 30000 itérations, et le nombre d'itérations effectives n'est que de 3809 pour  $a_0$  et de 4546 pour  $b_0$ . Ce nombre diminué indique une grande auto-corrélation des valeurs estimées entre les itérations.

Nous allons donc prendre une estimation sur 10 pour essayer de casser cette autocorrélation en augmentant le nombre d'itérations en conséquence pour ne pas perdre le nombre d'itérations effectives.

```
model.file = modele 2)
modele2_fit_thin_mcmc <- as.mcmc(modele2_fit_thin)</pre>
gg_modele2_thin <- ggs(modele2_fit_thin_mcmc)</pre>
ess_2_thin <- effectiveSize(modele2_fit_thin_mcmc)</pre>
plot a0 <- ggplot(gg modele2 thin %>% filter(Parameter == "a0"), aes(x =
Iteration, y = value)) +
  geom_line() +
  scale_x_continuous(labels = scales::comma_format()) +
  labs(x = "Itération",
       y = \text{"a}<\text{sub}>0</\text{sub}>\text{"},
       title = "Traceplot de l'estimation de a<sub>0</sub> par MCMC",
       subtitle = "Initialisation de a<sub>0</sub> à 3 / Prise d'une valeur
sur 10") +
 theme(plot.title = element markdown())
plot_b0 <- ggplot(gg_modele2_thin %>% filter(Parameter == "b0"), aes(x =
Iteration, y = value)) +
  geom line() +
  scale_x_continuous(labels = scales::comma_format()) +
  labs(x = "Itération",
       y = "b < sub > 0 < / sub > ",
       title = "Traceplot de l'estimation de b<sub>0</sub> par MCMC",
       subtitle = "Initialisation de b<sub>0</sub> à 1 / Prise d'une valeur
sur 10") +
 theme(plot.title = element_markdown())
plot a0 + plot b0
```



En ne prenant qu'une observation sur 10, on voit que le traceplot reste similaire avec une bonne convergence de l'estimation de  $a_0$  et de  $b_0$  autour des même valeurs après le retrait de 2000 observations de burn in. On remarque aussi que le reste de non-convergence au début n'a pas été totalement réglé avec l'augmentation du burn-in, mais cela n'apparaît que sur une itération on dirait et en augmentant le burn in nous obtenons le même résultat, donc nous allons garder ce burn-in de 2000.



Sur le graphique d'auto-corrélations, on voit que le problème a été amélioré. en regardant le nombre d'itérations effectives, nous pouvons remarquer que ça s'est amélioré aussi : nous avons fait 29000 itérations et le nombre d'itérations effectives est de 25905 pour  $a_0$  et de 26482 pour  $b_0$ . Ces chiffres sont encore un peu en-dessous du nombre d'itérations réalisées, mais l'amélioration est conséquente. Pour un lag de 1 ( $a_0$  et  $b_0$ ), il reste un peu d'auto-corrélation, mais comme demandé dans l'énoncé, nous conserverons notre thin à 10 et considérerons que les itérations sont indépendantes les unes des autres.

Les résultats de notre modèle pour les estimations de  $a_0$  et  $b_0$  sont les suivants :

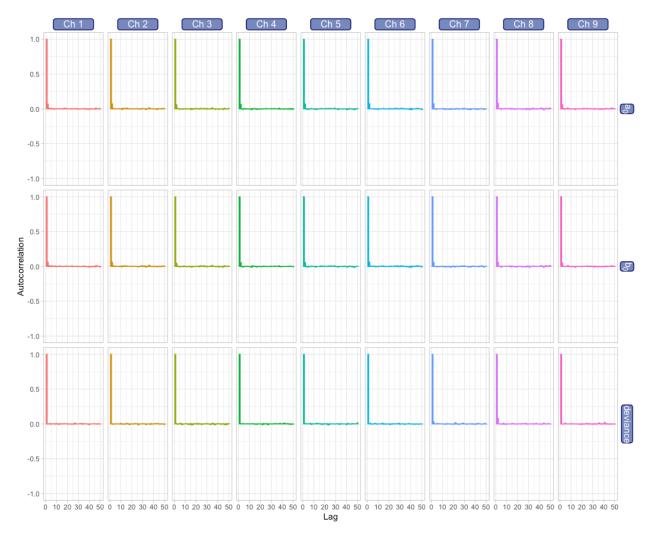
Paramètre estimé Estimation Ecart-Type

Paramètre estimé	Estimation	Ecart-Type
a0	0.944	0.230
b0	0.206	0.018

On a donc un nombre moyen de pannes de base représenté par  $e^{a_0}$  qui est donc positif, et un  $b_0$  positif indiquant que le nombre de pannes augmente avec l'ancienneté de la machine.

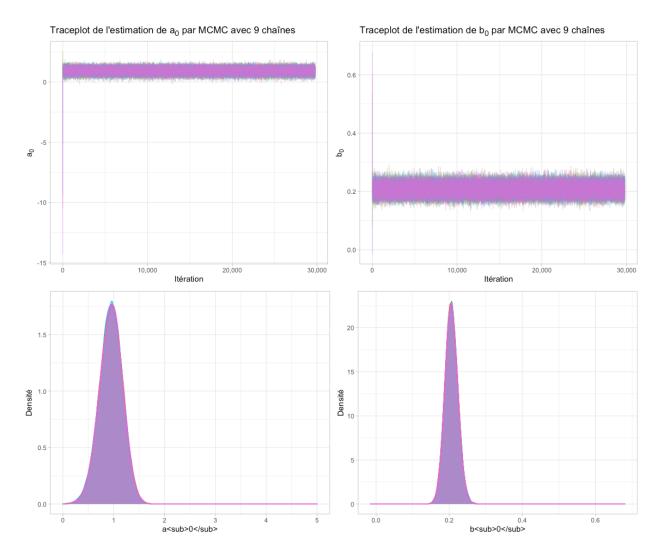
Afin de nous assurer de la convergence du modèle, nous avons réalisé 3 chaînes avec des départ pour des valeurs différentes. Nous avons initié  $a_0$  à 5, -5 et 0,  $b_0$  a 5, -5 et 0 et regardé comment se comportait le modèle.

```
grille <- expand.grid(a0 = c(5, 0, -5), b0 = c(5, 0, -5)) %>%
  as.data.frame()
inits_modele2_mult <- list()</pre>
for (i in seq len(nrow(grille))) {
  inits_modele2_mult[[i]] <- list(a0 = grille[i, "a0"], b0 = grille[i, "b0"])</pre>
}
set.seed(1993)
modele2_fit_mult <- jags(data = donnees,</pre>
                          inits = inits modele2 mult,
                          parameters.to.save = parametres_modele2,
                          n.chains = length(inits_modele2_mult),
                          n.iter = n_iter2 * n_thin2.1,
                          n.burnin = n burn2,
                          n.thin = n_thin2.1,
                          model.file = modele 2)
modele2 fit mult mcmc <- as.mcmc(modele2 fit mult)</pre>
gg_modele2_mult <- ggs(modele2_fit_mult_mcmc)</pre>
ess_2_mult <- effectiveSize(modele2_fit_mult_mcmc)</pre>
ggs autocorrelation(gg modele2 mult %>%
                       mutate(Chain = paste0("Ch ", Chain),
                              Parameter = case_when(Parameter == "a0" ~
"a<sub>0</sub>",
                                                      Parameter == "b0" ~
"b<sub>0</sub>",
                                                      TRUE ~
as.character(Parameter)))) +
  theme(legend.position = "none")
```



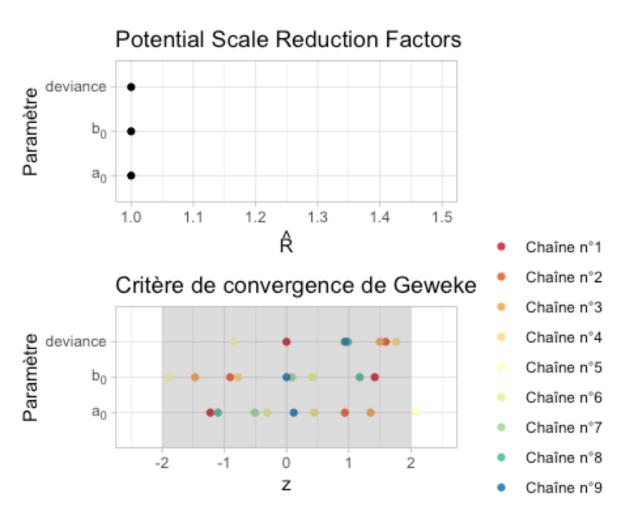
Au niveau des auto-corrélations, nous avons un résultat similaire à celui que nous avions eu avec une chaîne : cela semble satisfaisant avec peut-être un peu de corrélation pour un lag de 1. De plus, l'effective sample size reste proche du nombre d'itérations conservées : nous avons conservé 268200 itérations, et les nombres effectifs sont de 234519 pour  $a_0$  et de 240142 pour  $b_0$ . Nous avons considéré que les itérations étaient donc suffisamment indépendantes les unes des autres.

```
geom line(aes(color = as.factor(Chain)), alpha = 0.3) +
  scale x continuous(labels = scales::comma format()) +
  labs(x = "Itération",
       y = "b < sub > 0 < / sub > ",
       title = "Traceplot de l'estimation de b<sub>0</sub> par MCMC avec 9
chaînes") +
 theme(legend.position = "none",
        plot.title = element markdown())
plot_densa <- ggplot(gg_modele2_mult %>% filter(Parameter == "a0"), aes(x =
value, color = as.factor(Chain), fill = as.factor(Chain))) +
  geom density(alpha = 0.3) +
  labs(x = "a < sub > 0 < / sub > ",
       y = "Densité") +
 theme(legend.position = "none") +
  xlim(c(0, 5))
plot_densb <- ggplot(gg_modele2_mult %>% filter(Parameter == "b0"), aes(x =
value, color = as.factor(Chain), fill = as.factor(Chain))) +
  geom_density(alpha = 0.3) +
  labs(x = "b < sub > 0 < / sub > ",
       y = "Densité") +
 theme(legend.position = "none")
(plot_peignea + plot_peigneb) / (plot_densa + plot_densb)
## Warning: Removed 21 rows containing non-finite values (stat_density).
```



On peut voir que les 9 chaînes convergent bien vers la même valeur pour 3 initialisation différentes du paramètre  $a_0$  et du paramètre  $b_0$ . Cela se voit sur le traceplot qui montre que les estimations de  $a_0$  restent autour de la même valeur d'environ 1 (et 0.2 pour  $b_0$ ), mais aussi sur le graphique des densités de  $a_0$  et de  $b_0$  pour chaque chaîne qui montre des densités superposables pour les 9 chaînes. Il y a sur les traceplots un peu de variabilité sur les 1ère itérations, mais en augmentant le burn-in, cela n'a pas changé ce phénomène, et il n'a l'air que très localisé au début et nous ne pensons pas que cela a impacté les résultats. Nous avons aussi réalisé des diagnostics de convergence de Geweke et Gelman. Nous pouvons voir sur les représentations graphiques suivantes que le  $\hat{R}$  de Gelman reste à 1 et que le Z-score de Geweke est compris entre -2DS et 2DS pour toutes les chaînes, signes d'une bonne convergence pour tous les paramètres du modèle.

```
labs(y = "Paramètre",
       x = expression(hat("R"))) +
  theme(axis.text.y = element_markdown())
geweke <- ggs_geweke(gg_modele2_mult%>% mutate(Parameter =
case when(Parameter == "a0" ~ "a<sub>0</sub>",
                                                    Parameter == "b0" ~
"b<sub>0</sub>",
                                                    TRUE ~
as.character(Parameter)))) +
  labs(y = "Paramètre",
       title = "Critère de convergence de Geweke") +
  scale_color_manual(name = NULL,
                     values = c(brewer.pal(n = 9, name = "Spectral"), NA),
                     labels = function(x) ifelse(x == "black", "",
paste0("Chaîne no", x))) +
  theme(axis.text.y = element_markdown())
gelman / geweke
```



Par ailleurs, les résultats de notre modèle avec 9 chaînes sont très proches des résultats du modèle à 1 chaîne :

Paramètre estimé	Estimation	Ecart-Type
a0	0.950	0.231
b0	0.206	0.018

### 9. Question 3

Que vaut le nombre d'itérations pour les calculs ? Que vaut le nombre d'itérations « effectif » ?

Le nombre d'itérations pour notre calcul est de 300000 mais nous avons mis un thin de 10, ce qui fait que nous avions gardé 29800 itérations. Le nombre d'itéartions effectif est de 25905 pour le paramètre  $a_0$  et de 26482 pour le paramètre  $b_0$ . Cela représente le nombre d'itérations qui ont apportée de l'information utile à notre modèle.

### 10. Question 4

Si ce n'est pas le cas, refaire tourner votre modèle pour que le nombre effectif d'itérations soit au moins de 10000.

Nous avions anticipé la diminution du nombre d'itérations avec l'augmentation du thin. Nous sommes donc supérieur à 10 000 itération effectives. Cependant pour atteindre ce chiffre nous pouvons diminuer notre nombre total d'itérations. Le nombre d'itération nécessaire pour atteindre 10 000 itérations effectives avoisine 120 000.

### 11. Question 5

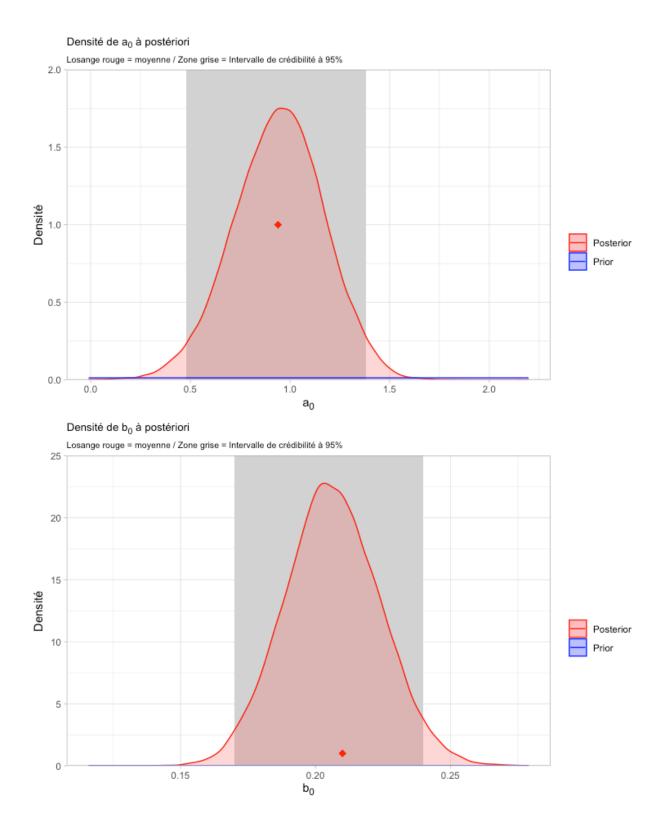
Donnez la moyenne a posteriori et l'intervalle de crédibilité à 95% de a0 et b0.

```
resm2 <- summary(modele2_fit_thin_mcmc)[[1]] %>% as.data.frame()
resq2 <- summary(modele2_fit_thin_mcmc)[[2]] %>% as.data.frame()
ic2a <- paste0(round(resm2[["Mean"]][1], 2), "[", round(resq2[["2.5%"]][1],
2), ";", round(resq2[["97.5%"]][1], 2),"]")
ic2b0 <- paste0(round(resm2[["Mean"]][2], 2), "[", round(resq2[["2.5%"]][2],
2), ";", round(resq2[["97.5%"]][2], 2),"]")</pre>
```

L'estimation de  $a_0$  nous donne la moyenne et l'intervalle de crédibilité à 95% suivant : 0.94[0.48;1.38]. L'estimation de  $b_0$  nous donne la moyenne et l'intervalle de crédibilité à 95% suivant : 0.21[0.17;0.24].

Nous avons représenté ces estimations sur les graphes de densité de  $a_0$  et  $b_0$ .

```
plot_a0 <- ggplot(gg_modele2_thin %>% filter(Parameter == "a0")) +
  geom rect(aes(xmin = 0.48, xmax = 1.38, ymin = 0, ymax = 2), fill =
"lightgrey", alpha = 0.2) +
  geom density(aes(x = value, color = "Posterior", fill = "Posterior"), alpha
= 0.3) +
  annotate("point", x = 0.94, y = 1, color = "#FF0000", shape = 18, size = 3,
alpha = 1) +
  geom function(aes(color = "Prior"), fun = ~ dnorm(.x, mean = 0, sd =
sqrt(1000))) +
  scale color manual(name = NULL, values = c("red", "blue")) +
  scale fill_discrete(name = NULL, labels = "") +
  scale_y = continuous(expand = expansion(mult = c(0, 0))) +
  guides(color = guide legend(override.aes = list(fill = c("red", "blue"))),
         fill = guide legend(override.aes = list(fill = NA, color = NA))) +
  labs(x = "a<sub>0</sub>",
       y = "Densité",
       title = "Densité de a<sub>0</sub> à postériori",
       subtitle = "Losange rouge = moyenne / Zone grise = Intervalle de
crédibilité à 95%") +
  theme(plot.title = element_markdown(size = 10),
        plot.subtitle = element_markdown(size = 8),
        axis.title.x = element markdown())
plot_b0 <- ggplot(gg_modele2_thin %>% filter(Parameter == "b0")) +
  geom_rect(aes(xmin = 0.17, xmax = 0.24, ymin = 0, ymax = 25), fill =
"lightgrey", alpha = 0.2) +
  geom density(aes(x = value, color = "Posterior", fill = "Posterior"), alpha
= 0.3) +
  annotate("point", x = 0.21, y = 1, color = "#FF0000", shape = 18, size = 3,
alpha = 1) +
  geom function(aes(color = "Prior"), fun = ~ dnorm(.x, mean = 0, sd =
sqrt(1000))) +
  scale color manual(name = NULL, values = c("red", "blue")) +
  scale_fill_discrete(name = NULL, labels = "") +
```



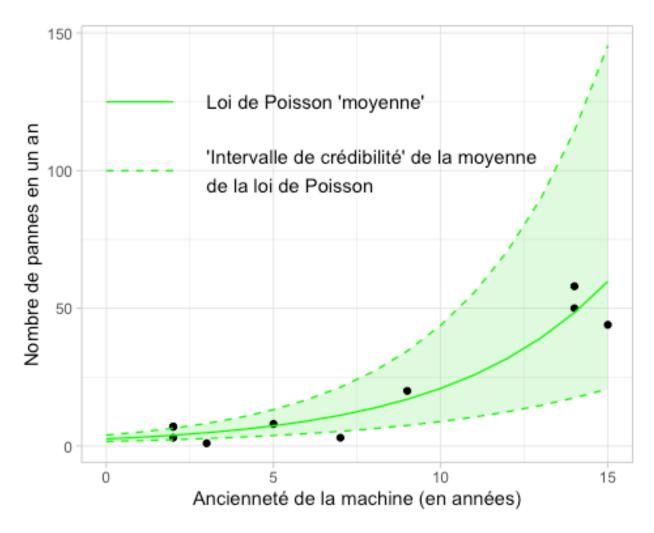
Nous avons représenté le nombre de pannes en fonction de l'âge de la machine. A cette représentation, nous avons essayé de représenter les moyennes des lois de Poisson

estimées. Pour ces lois, nous estimons les coefficients  $a_0$  et  $b_0$  permettant d'obtenir le paramètre  $\lambda$  des lois de Poisson.

Etant donné qu'on a 2 lois à postériori pour estimer le paramètre d'une loi, nous avons représenté la moyenne des lois de Poisson. Ainsi, la courbe pleine représente la loi de Poisson 'moyenne', c'est à dire qu'on a pris le  $a_0$  et le  $b_0$  moyen. Pour l'intervalle de crédibilité de la moyenne des lois de Poisson, nous avons pris dans le cas de la borne basse et haute, les bornes basses et hautes simultanément de  $a_0$  et  $b_0$ . Les moyennes obtenues sont reportées sur les courbes en pointillées.

On a un résumé par notre modèle qui est plus fidèle aux données que le modèle 1.

```
poissons moy <- tibble(</pre>
  anciennete = 0:15,
  poiss moymin = exp(0.48 + anciennete * 0.17),
  poiss moymean = exp(0.94 + anciennete * 0.21),
  poiss_moymax = exp(1.38 + anciennete * 0.24)
)
ggplot() +
  geom_ribbon(data = poissons_moy, aes(x = anciennete, ymin = poiss_moymin,
ymax = poiss moymax), fill = "lightgreen", alpha = 0.3) +
  geom_point(data = sncf_machines, aes(anciennete, nb_pannes)) +
  geom line(\frac{data}{data} = poissons moy, \frac{data}{data} = poiss moymean),
color = "green") +
  geom line(data = poissons moy, aes(x = anciennete, y = poiss moymin), color
= "green", linetype = "dashed") +
  geom line(data = poissons moy, aes(x = anciennete, y = poiss moymax), color
= "green", linetype = "dashed") +
  annotate("segment", x = 0, xend = 2, y = 125, yend = 125, color = "green")
  annotate("segment", x = 0, xend = 2, y = 100, yend = 100, linetype =
"dashed", color = "green") +
  annotate("text", x = 3, y = 125, label = "Loi de Poisson 'moyenne'", hjust
= 0) +
  annotate("text", x = 3, y = 100, label = "'Intervalle de crédibilité' de la
moyenne\nde la loi de Poisson", hjust = 0) +
  labs(x = "Ancienneté de la machine (en années)",
  y = "Nombre de pannes en un an")
```



### 12. Question 6

Pensez-vous que la variable x doit être prise en compte ? Donnez rapidement une interprétation du résultat (par exemple, pour deux machines ayant une différence d'ancienneté de 1 an, que représente exp(b0) ?).

La variable  $x_i$  (ancienneté de la machine) doit être prise en compte car elle apporte de l'information à notre modèle. En effet, l'ancienneté est associé à un sur-risque de panne comme en témoigne le moyenne de  $b_0$  supérieure à 0 et son intervalle de crédibilité à 95% qui ne recouvre pas 0. En raison de l'exclusion de 0 de cet intervalle de crédibilité, nous pensons qu'il faut bien prendre en compte l'ancienneté dans le modèle.

Prenons 2 machines i et j, avec  $x_j = x_i + 1$ . On peut écrire donc  $\lambda_i = e^{a_0 + b_0 \times x_i}$  et  $\lambda_j = e^{a_0 + b_0 \times x_j}$ . On peut faire le rapport du nombre moyen de pannes entre ces 2 machines puisque ce nombre moyen vaut  $\lambda_i$  et  $\lambda_j$ .

$$\frac{\lambda_j}{\lambda_i} = \frac{e^{a_0 + b_0 \times x_j}}{e^{a_0 + b_0 \times x_i}} 
= e^{a_0 + b_0 \times x_j - (a_0 + b_0 \times x_i)} 
= e^{a_0 + b_0 \times (x_i + 1) - a_0 - b_0 \times x_i} 
= e^{a_0 - a_0 + b_0 \times (x_i + 1 - x_i)} 
= e^{b_0}$$

Donc,  $e^{b_0}$  représente le facteur d'augmentation du nombre moyen de pannes pour une augmentation d'un an d'ancienneté : si on a une machine qui a un an de plus, elle aura en moyenne  $e^{b_0}$  fois plus de pannes.

### 13. Question 7

Que vaut le DIC ? Que vaut l'estimation de la complexité du modèle ? Vous semble-telle logique ?

```
dic2 <- round(modele2_fit_thin$BUGSoutput$DIC, 4)
complexite2 <- round(modele2_fit_thin$BUGSoutput$pD, 4)</pre>
```

Le DIC du modèle vaut 69.4381.

Pour estimer la complexité du modèle, le pD est estimé et représente le nombre effectif de paramètres estimés. Pour notre modèle, il vaut 2.0429. Ce chiffre est voisin de 2. Cela est cohérent puisque nous avions 2 paramètres dans notre modèle ( $a_0$  et  $b_0$ ).

#### 14. Question 8

### D'après le DIC, quel modèle choisissez-vous entre M1 et M2?

En relevant les DIC de nos deux modèles, nous choissons le modèle M2. Ce dernier à un DIC nettement inférieur à celui du modèle 1, 69.4 contre 253. L'apport de la variable x (ancienneté de la machine) est donc associée une meilleur estimation du modèle. Le DIC vient apporter un argument de plus dans l'utilité d'ajouter l'ancienneté de la machine dans le modèle discutée dans la question 6 vis-à-vis du coefficient  $b_0$ .