

pva-2023

2023-01-15

Analyse de viabilité

Préparatifs

On calcule la viabilité de la population selon un modèle avec ou sans freinage. Ces modèles ont été développés par Guillaume pour l'expertise.

Tout se passe en bayésien. Si vous vous embêtez, vous pouvez m'écouter pendant 7 heures introduire tout ça par ici. Pour ce qui nous intéresse ici, il nous faudra un package spécifique pour implémenter les méthodes MCMC.

```
library(R2jags)
```

```
## Loading required package: rjags
```

```
## Loading required package: coda
```

```
## Linked to JAGS 4.3.1
```

```
## Loaded modules: basemod,bugs
```

```
##
```

```
## Attaching package: 'R2jags'
```

```
## The following object is masked from 'package:coda':
```

```
##
```

```
##      traceplot
```

```
library(tidyverse)
```

```
## -- Attaching packages ----- tidyverse 1.3.2 --
```

```
## v ggplot2 3.4.0      v purrr   1.0.0
```

```
## v tibble  3.1.8      v dplyr  1.0.10
```

```
## v tidyr   1.2.1      v stringr 1.5.0
```

```
## v readr   2.1.3      v forcats 0.5.2
```

```
## -- Conflicts ----- tidyverse_conflicts() --
```

```
## x dplyr::filter() masks stats::filter()
```

```
## x dplyr::lag()    masks stats::lag()
```

Les modèles

On définit deux modèles, un modèle exponentiel, et un autre avec freinage.

Avec le modèle exponentiel, on stipule que les effectifs N_t à l'année t sont obtenus à partir des effectifs à l'année $t-1$ auxquels on a retranché les prélèvements H_{t-1} , le tout multiplié par le taux de croissance annuel λ :

$$N_t = \lambda(N_{t-1} - H_{t-1}).$$

Cette relation est déterministe. Pour ajouter de la variabilité démographique, on suppose que les effectifs sont distribués selon une distribution log-normale, autrement dit que les effectifs sont normalement distribués sur l'échelle log :

$$\log(N_t) \sim \text{Normale}(\mu_t, \sigma_{\text{proc}})$$

avec $\mu_t = \log(N_t) = \log(\lambda(N_{t-1} - H_{t-1}))$ et σ_{proc} l'erreur standard des effectifs sur l'échelle log. On aurait pu prendre une loi de Poisson à la place. La stochasticité environnementale est en général captée par le taux de croissance, mais pas ici puisqu'il est constant. C'est une hypothèse forte du modèle. Dans l'idéal, on pourrait coupler le modèle de capture-recapture, et le modèle qui décrit l'évolution des effectifs au cours du temps.

On ajoute une couche d'observation qui capture les erreurs sur les effectifs. **Ici il me semble qu'on peut faire mieux puisque les erreurs d'observation sont connues, et estimées par capture-recapture. Domage de ne pas les utiliser.**

Si l'on note y_t les effectifs observés, on suppose que ces comptages annuels (qui sont des estimations, je le redis, pas des observations entachées d'erreur comme dans le cas classique) sont distribués comme une loi de Poisson de moyenne les vrais effectifs N_t :

$$y_t \sim \text{Poisson}(N_t).$$

Souvent, les données de comptage sont surdispersées (la variance des y_t est plus grande que son espérance, or l'égalité est le défaut dans une distribution de Poisson). Pour gérer ce problème, Guillaume spécifie le paramètre de la Poisson, le taux, comme une loi gamma. **Cela revient en fait à considérer que les effectifs sont distribués comme une distribution binomiale négative** qui relâche l'hypothèse d'égalité entre espérance et variance de la Poisson. Il écrit que :

$$y_t \sim \text{Poisson}(\psi_t)$$

avec $\psi_t \sim \gamma(\alpha_t, \beta_t)$, $\alpha_t = N_t^2 / \sigma_{\text{obs}}^2$ et $\beta_t = N_t / \sigma_{\text{obs}}^2$.

Ce modèle exponentiel s'écrit de la façon suivante dans Jags.

```
exp_model <- function(){  
  
  # Priors  
  errorObs ~ dunif(0, 0.20)  
  sigmaProc ~ dunif(0, 10)  
  tauProc <- 1/sigmaProc^2  
  lambda ~ dunif(0, 2)  
  N[1] ~ dgamma(1.0E-6, 1.0E-6)  
  
  # Process model  
  for (t in 2:(nyears)) {  
    # density dependence on lambda  
    Nproc[t] <- log(max(1, lambda*N[t-1]))  
    N[t] ~ dlnorm(Nproc[t], tauProc)  
  }  
}
```

```

# Observation model
for (t in 1:nyears) {
  sigmaObs[t] <- errorObs*N[t]
  shapeObs[t] <- N[t]*N[t]/(sigmaObs[t]*sigmaObs[t])
  rateObs[t] <- N[t]/(sigmaObs[t]*sigmaObs[t])
  lambdaNobs[t] ~ dgamma(shapeObs[t], rateObs[t])
  Nobs[t] ~ dpois(lambdaNobs[t])
}

# Projected population
for (t in (nyears + 1):(nyears + 15)) {
  Nproc[t] <- log(max(1, lambda*(N[t-1])))
  N[t] ~ dlnorm(Nproc[t], tauProc)
}
}

```

Il y a un terme dit de densité-dépendance qui est introduit dans ce code, via `Nproc[t] <- log(max(1, lambda*N[t-1]))`. L'astuce `log(max(1, x))` permet de s'assurer que le log est toujours positif puisqu'on prend le log d'une quantité qui est toujours au moins égale à 1.

A noter que les projections sont faites sur 15 années à venir, en utilisant une distribution log-normale.

Des priors informatifs (il me semble) sont spécifiés. **Ca vaudrait le coup de faire des priors predictive check pour vérifier que les priors induits sur les vrais effectifs N_t ont du sens.**

Vient ensuite le modèle avec freinage. Celui-ci est une simple variation du modèle exponentiel dans lequel on introduit un terme de freinage qui agit sur le taux de croissance λ à l'année t via $\lambda + \beta * X_t$ où $X_t = 0$ les années sans freinage, et $X_t = 1$ pour les années avec freinage. Cette variable X_t est à spécifier par l'utilisateur. **Il serait important d'explicitier ce choix dans les analyses, et d'étudier peut-être plusieurs choix.**

```

frein_model <- function(){

  # Priors
  errorObs ~ dunif(0, 0.20)
  sigmaProc ~ dunif(0, 10)
  tauProc <- 1/sigmaProc^2
  lambda ~ dunif(0, 2)
  beta ~ dnorm(0, 1.0E-6)
  N[1] ~ dgamma(1.0E-6, 1.0E-6)

  # Process model
  for (t in 2:(nyears)) {
    Nproc[t] <- log(max(1, (lambda + beta*X[t-1])*N[t-1]))
    N[t] ~ dlnorm(Nproc[t], tauProc)
  }

  # Observation model
  for (t in 1:nyears) {
    sigmaObs[t] <- errorObs*N[t]
    shapeObs[t] <- N[t]*N[t]/(sigmaObs[t]*sigmaObs[t])
    rateObs[t] <- N[t]/(sigmaObs[t]*sigmaObs[t])
    lambdaNobs[t] ~ dgamma(shapeObs[t], rateObs[t])
    Nobs[t] ~ dpois(lambdaNobs[t])
  }
}

```

```

}

# Projected population
for (t in (nyears + 1):(nyears + 15)) {
  Nproc[t] <- log(max(1, (lambda + beta)*(N[t-1])))
  N[t] ~ dlnorm(Nproc[t], tauProc)
}
}

```

Rien de nouveau dans les projections, sauf que $X_t = 1$ pour $t = T + 1, \dots, T + 1$.

Ici aussi on a un terme de densité-dépendance. Des priors informatifs sont spécifiés, et non-informatifs (sur β par exemple) qui pourraient être faiblement informatifs. A nouveau, **ça vaudrait le coup de faire des priors predictive check**.

Les données

Il nous faut en théorie aussi les nombres de loups tués par an. En théorie, car **en inspectant les modèles ci-dessus, et la liste des données ci-dessous, il s'avère que les modèles développés par Guillaume n'utilisent pas les nombres de loups tués!**. C'est un peu embêtant si l'on veut explorer la viabilité en fonction des stratégies de gestion (seuil de prélèvements). Guillaume devait avoir une raison pour ne pas les inclure. C'est aussi une raison pour laquelle je proposais de s'inspirer de la théorie écologique des prélèvements (voir à la fin du document pour plus).

```
harvest <- c(0,0,0,0,0,1,0,0,2,1,2,0,0,1,0,4,4,6,18,36,34,42,51,98,105,103,169)
```

Les estimations d'effectifs par CMR:

```

CMR <- c(17.1,35.4,
47.7,
25.1,
62.6,
47.9,
81.7,
110.5,
102.7,
135.9,
132.6,
101.7,
130.3,
141.4,
141.5,
175.5,
210.3,
174.5,
353.6,
280.2,
376.7,
561.2,
571.9,
682.4,
645.7,

```

```
783.8,  
868)
```

Ajustement du modèle exponentiel, sans freinage

On met ensemble les effectifs estimés par CMR ainsi que les nombres de loups tués.

```
thedata <- cbind(round(CMR), harvest)  
colnames(thedata) <- c("N", "H")  
thedata <- as.data.frame(thedata)  
nyears <- nrow(thedata)
```

On construit une liste avec les données, et on précise les paramètres à estimer et le nombre de chaines de MCMC (j'en prends trois ici).

```
bugs.data <- list(  
  nyears = nyears,  
  Nobs = thedata$N  
)  
bugs.monitor <- c("lambda", "sigmaProc", "sigmaObs", "N", "tauProc")  
bugs.chains <- 3  
bugs.inits <- function(){  
  list(  
  )  
}  
}
```

Allez zooh, on lance la machine!

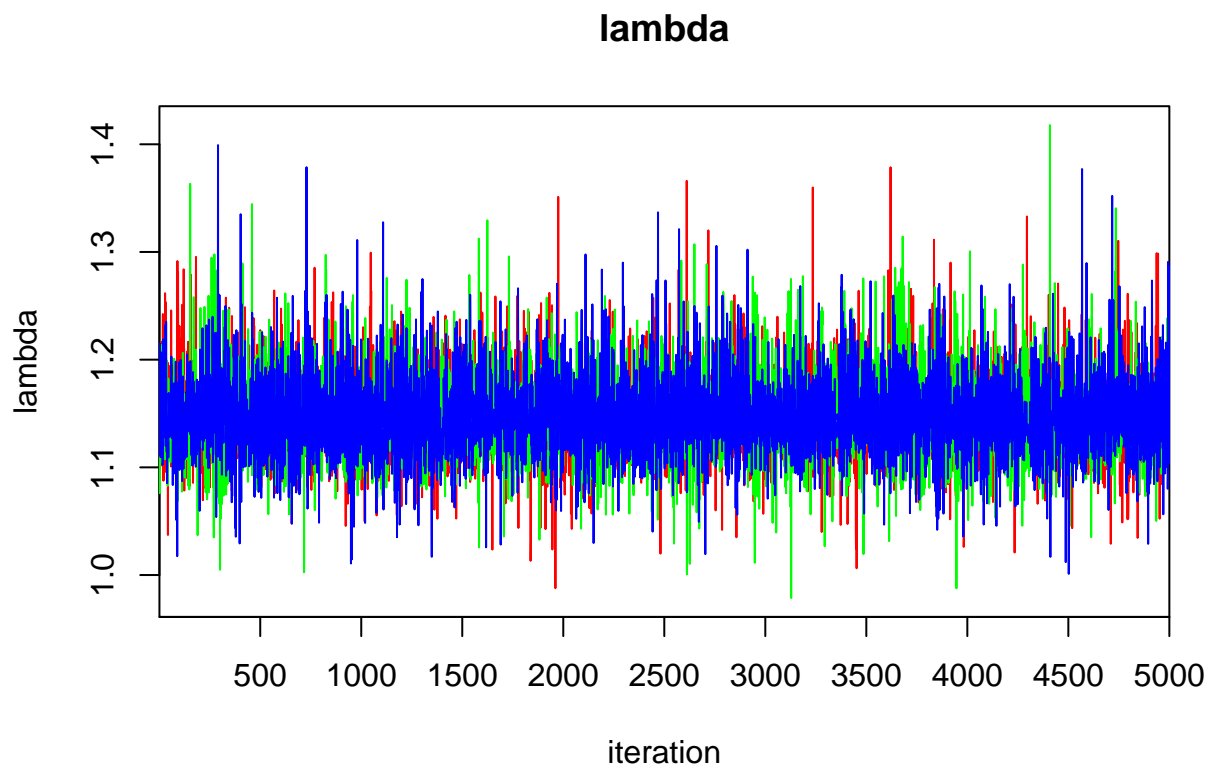
```
exp_res <- jags(data = bugs.data,  
  inits = bugs.inits,  
  parameters.to.save = bugs.monitor,  
  model.file = exp_model,  
  n.chains = bugs.chains,  
  n.thin = 10,  
  n.iter = 100000,  
  n.burnin = 50000)
```

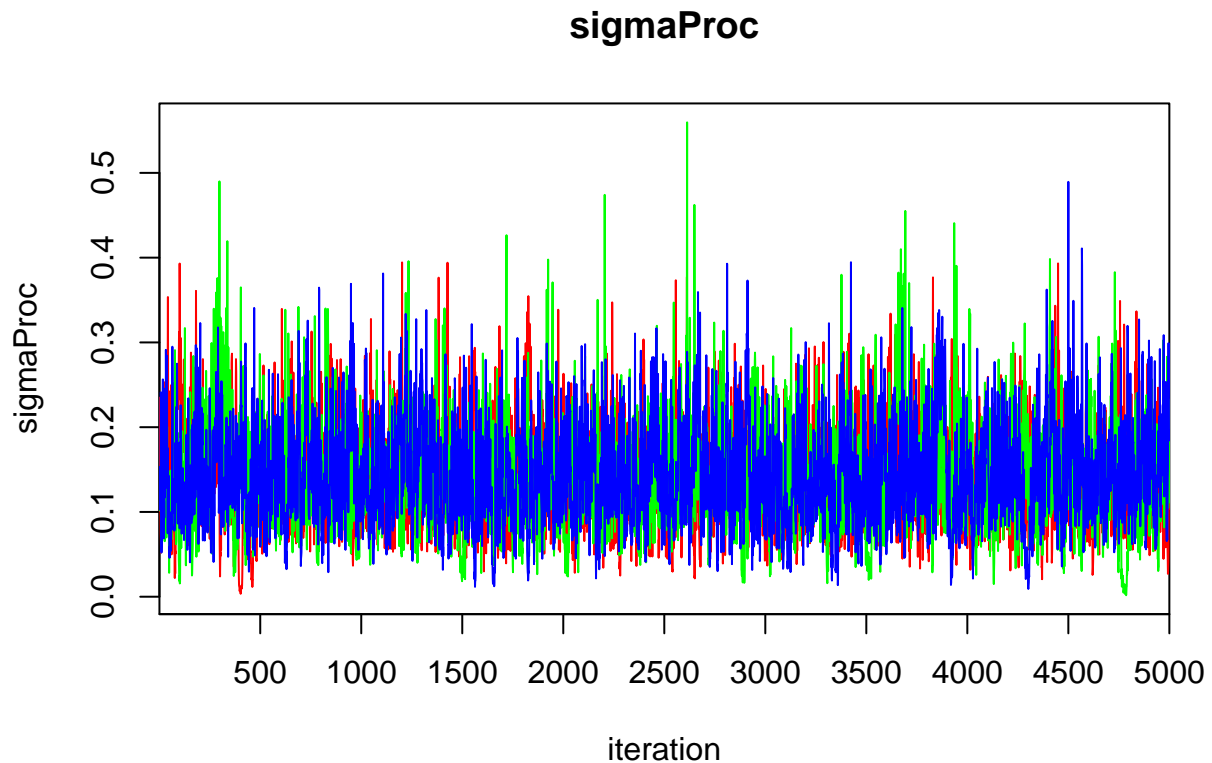
```
## module glm loaded
```

```
## Compiling model graph  
##   Resolving undeclared variables  
##   Allocating nodes  
## Graph information:  
##   Observed stochastic nodes: 27  
##   Unobserved stochastic nodes: 72  
##   Total graph size: 366  
##  
## Initializing model
```

On inspecte la convergence.

```
traceplot(exp_res, varname = c('lambda', "sigmaProc"), ask = FALSE)
```





Jetons un coup d'oeil aux estimations.

```
res <- print(exp_res, intervals = c(2.5/100, 50/100, 97.5/100))
```

```
## Inference for Bugs model at "/var/folders/ln/jf2twlj12snbq000z6qq5y7m0000gn/T//Rtmp4PbdS7/model1f647"
## 3 chains, each with 1e+05 iterations (first 50000 discarded), n.thin = 10
## n.sims = 15000 iterations saved
##
```

	mu.vect	sd.vect	2.5%	50%	97.5%	Rhat	n.eff
## N[1]	25.059	4.483	16.960	24.835	34.348	1.002	3100
## N[2]	31.835	4.258	24.106	31.627	40.808	1.001	5100
## N[3]	38.537	4.703	30.047	38.241	48.623	1.002	3000
## N[4]	40.773	5.438	30.320	40.819	51.314	1.002	2300
## N[5]	52.755	5.930	42.223	52.368	65.434	1.002	2400
## N[6]	59.693	6.822	46.678	59.483	73.892	1.001	6300
## N[7]	76.757	8.468	61.958	76.210	95.166	1.001	5100
## N[8]	94.646	11.576	74.820	93.783	119.536	1.001	4700
## N[9]	104.186	11.460	84.081	103.350	128.698	1.001	15000
## N[10]	119.419	13.891	95.247	118.490	148.803	1.001	6100
## N[11]	123.594	12.710	101.326	122.636	150.937	1.001	15000
## N[12]	120.297	13.051	95.341	120.060	146.881	1.001	3800
## N[13]	132.346	13.269	107.530	131.918	160.251	1.001	7800
## N[14]	144.149	14.610	117.910	143.671	174.353	1.001	6400
## N[15]	156.212	16.810	125.538	155.257	190.422	1.002	3300
## N[16]	179.809	18.187	146.510	178.909	217.721	1.001	15000
## N[17]	206.024	20.461	168.195	205.294	248.732	1.002	2200
## N[18]	223.418	27.815	172.510	223.047	279.072	1.002	3200

## N[19]	300.069	29.635	246.007	298.311	362.766	1.001	3900
## N[20]	321.646	32.658	262.896	320.055	389.693	1.001	15000
## N[21]	394.220	36.528	328.734	391.859	473.290	1.001	13000
## N[22]	503.926	50.231	414.564	500.666	608.031	1.001	4400
## N[23]	567.043	51.842	473.396	564.589	676.625	1.002	3000
## N[24]	647.102	59.875	537.394	644.411	775.010	1.001	7300
## N[25]	688.909	64.955	574.764	683.834	830.825	1.001	15000
## N[26]	788.480	74.053	651.790	784.385	954.202	1.001	15000
## N[27]	893.287	96.936	719.715	885.426	1107.135	1.001	15000
## N[28]	1040.123	206.158	693.506	1021.684	1503.358	1.001	15000
## N[29]	1210.186	319.544	702.727	1168.325	1962.171	1.001	15000
## N[30]	1410.633	469.681	734.846	1341.695	2518.096	1.001	15000
## N[31]	1644.543	667.287	755.299	1535.977	3195.241	1.001	15000
## N[32]	1919.668	929.277	791.985	1759.443	4035.644	1.001	15000
## N[33]	2240.784	1238.600	832.014	2006.297	4996.106	1.001	15000
## N[34]	2619.936	1609.223	887.176	2311.571	6163.322	1.001	15000
## N[35]	3078.517	2078.071	938.499	2657.989	7918.388	1.001	15000
## N[36]	3620.403	2855.066	1017.201	3040.254	9859.719	1.001	15000
## N[37]	4272.094	3910.501	1073.468	3483.730	12422.422	1.001	15000
## N[38]	5058.241	5569.892	1147.966	4004.172	15223.235	1.001	15000
## N[39]	5994.217	7552.849	1230.159	4573.175	19120.678	1.001	15000
## N[40]	7110.191	9643.113	1323.999	5240.991	23686.319	1.001	15000
## N[41]	8479.124	13214.744	1432.443	6030.287	30301.086	1.001	15000
## N[42]	10158.540	18130.047	1524.272	6944.207	37779.211	1.001	15000
## lambda	1.149	0.037	1.082	1.146	1.228	1.001	15000
## sigmaObs[1]	3.380	1.387	0.443	3.407	5.978	1.010	1100
## sigmaObs[2]	4.226	1.562	0.666	4.304	7.039	1.013	1000
## sigmaObs[3]	5.080	1.793	0.867	5.210	8.246	1.014	1100
## sigmaObs[4]	5.481	2.095	0.764	5.625	9.128	1.014	1100
## sigmaObs[5]	6.953	2.428	1.167	7.159	11.103	1.012	1400
## sigmaObs[6]	7.963	2.895	1.175	8.249	12.863	1.013	1100
## sigmaObs[7]	10.095	3.437	1.696	10.434	15.913	1.014	1100
## sigmaObs[8]	12.331	4.031	2.220	12.753	19.311	1.015	1100
## sigmaObs[9]	13.679	4.592	2.268	14.198	21.487	1.013	1100
## sigmaObs[10]	15.568	5.090	2.781	16.113	24.227	1.015	1100
## sigmaObs[11]	16.229	5.476	2.762	16.812	25.458	1.013	1200
## sigmaObs[12]	16.097	5.936	2.281	16.614	26.105	1.012	1100
## sigmaObs[13]	17.604	6.367	2.760	18.088	28.427	1.012	1300
## sigmaObs[14]	19.199	6.999	3.015	19.752	31.241	1.014	1100
## sigmaObs[15]	20.903	7.807	3.223	21.428	34.615	1.013	1200
## sigmaObs[16]	23.956	8.753	3.774	24.521	39.265	1.013	1200
## sigmaObs[17]	27.383	9.933	4.414	28.045	44.667	1.012	1100
## sigmaObs[18]	30.181	11.739	4.093	30.917	50.722	1.011	1100
## sigmaObs[19]	39.276	13.140	7.265	40.528	61.586	1.014	1200
## sigmaObs[20]	43.053	15.841	6.218	44.459	70.135	1.012	1200
## sigmaObs[21]	52.367	18.524	8.115	54.188	83.723	1.013	1100
## sigmaObs[22]	65.845	21.548	11.875	68.258	101.832	1.014	1100
## sigmaObs[23]	74.728	25.272	12.385	77.563	116.748	1.014	1100
## sigmaObs[24]	85.072	28.631	14.509	88.067	132.935	1.014	1000
## sigmaObs[25]	91.673	32.695	14.151	95.076	146.364	1.013	1100
## sigmaObs[26]	104.498	36.873	16.868	107.919	167.417	1.012	1200
## sigmaObs[27]	118.656	42.950	18.778	122.030	194.730	1.012	1200
## sigmaProc	0.140	0.060	0.043	0.132	0.280	1.004	1700
## tauProc	188.752	3192.444	12.800	57.122	528.615	1.004	1700


```
## deviance      216.924      7.883  203.327  216.268   234.020  1.001 15000
##
## For each parameter, n.eff is a crude measure of effective sample size,
## and Rhat is the potential scale reduction factor (at convergence, Rhat=1).
##
## DIC info (using the rule, pD = var(deviance)/2)
## pD = 31.1 and DIC = 248.0
## DIC is an estimate of expected predictive error (lower deviance is better).
```

```
res
```

```
## Inference for Bugs model at "/var/folders/ln/jf2twlj12snbq000z6qq5y7m0000gn/T//Rtmp4PbdS7/model1f647"
## 3 chains, each with 1e+05 iterations (first 50000 discarded), n.thin = 10
## n.sims = 15000 iterations saved
##
```

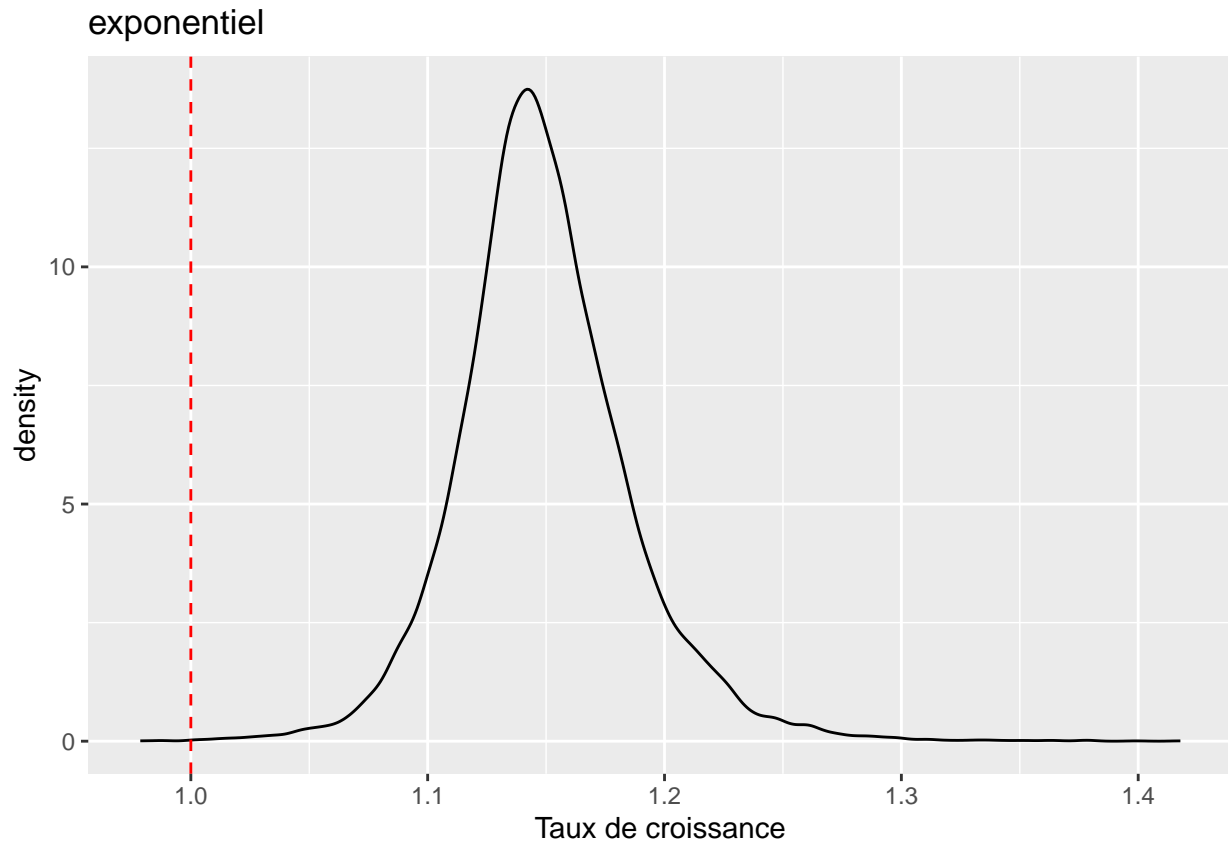
	mean	sd	2.5%	25%	50%	75%	97.5%	Rhat	n.eff
## N[1]	25.1	4.5	17.0	21.9	24.8	28.0	34.3	1	3100
## N[2]	31.8	4.3	24.1	28.9	31.6	34.5	40.8	1	5100
## N[3]	38.5	4.7	30.0	35.3	38.2	41.4	48.6	1	3000
## N[4]	40.8	5.4	30.3	37.1	40.8	44.3	51.3	1	2300
## N[5]	52.8	5.9	42.2	48.7	52.4	56.4	65.4	1	2400
## N[6]	59.7	6.8	46.7	55.1	59.5	64.0	73.9	1	6300
## N[7]	76.8	8.5	62.0	70.9	76.2	81.9	95.2	1	5100
## N[8]	94.6	11.6	74.8	86.3	93.8	102.1	119.5	1	4700
## N[9]	104.2	11.5	84.1	96.2	103.3	111.3	128.7	1	15000
## N[10]	119.4	13.9	95.2	109.4	118.5	128.3	148.8	1	6100
## N[11]	123.6	12.7	101.3	114.8	122.6	131.5	150.9	1	15000
## N[12]	120.3	13.1	95.3	111.5	120.1	128.6	146.9	1	3800
## N[13]	132.3	13.3	107.5	123.4	131.9	140.5	160.3	1	7800
## N[14]	144.1	14.6	117.9	133.9	143.7	153.6	174.4	1	6400
## N[15]	156.2	16.8	125.5	144.5	155.3	167.2	190.4	1	3300
## N[16]	179.8	18.2	146.5	167.3	178.9	191.3	217.7	1	15000
## N[17]	206.0	20.5	168.2	191.8	205.3	219.3	248.7	1	2200
## N[18]	223.4	27.8	172.5	203.5	223.0	242.2	279.1	1	3200
## N[19]	300.1	29.6	246.0	279.7	298.3	319.1	362.8	1	3900
## N[20]	321.6	32.7	262.9	298.8	320.1	342.9	389.7	1	15000
## N[21]	394.2	36.5	328.7	369.8	391.9	416.2	473.3	1	13000
## N[22]	503.9	50.2	414.6	468.3	500.7	536.7	608.0	1	4400
## N[23]	567.0	51.8	473.4	531.3	564.6	598.8	676.6	1	3000
## N[24]	647.1	59.9	537.4	605.9	644.4	684.3	775.0	1	7300
## N[25]	688.9	65.0	574.8	644.6	683.8	728.5	830.8	1	15000
## N[26]	788.5	74.1	651.8	739.0	784.4	832.5	954.2	1	15000
## N[27]	893.3	96.9	719.7	828.9	885.4	950.2	1107.1	1	15000
## N[28]	1040.1	206.2	693.5	905.8	1021.7	1147.4	1503.4	1	15000
## N[29]	1210.2	319.5	702.7	1009.2	1168.3	1358.8	1962.2	1	15000
## N[30]	1410.6	469.7	734.8	1122.6	1341.7	1600.7	2518.1	1	15000
## N[31]	1644.5	667.3	755.3	1257.9	1536.0	1884.5	3195.2	1	15000
## N[32]	1919.7	929.3	792.0	1407.8	1759.4	2223.3	4035.6	1	15000
## N[33]	2240.8	1238.6	832.0	1578.8	2006.3	2599.5	4996.1	1	15000
## N[34]	2619.9	1609.2	887.2	1772.0	2311.6	3054.3	6163.3	1	15000
## N[35]	3078.5	2078.1	938.5	1983.6	2658.0	3563.2	7918.4	1	15000
## N[36]	3620.4	2855.1	1017.2	2226.4	3040.3	4200.0	9859.7	1	15000
## N[37]	4272.1	3910.5	1073.5	2493.8	3483.7	4916.0	12422.4	1	15000
## N[38]	5058.2	5569.9	1148.0	2815.9	4004.2	5729.4	15223.2	1	15000
## N[39]	5994.2	7552.8	1230.2	3155.2	4573.2	6733.1	19120.7	1	15000

```
## N[40]          7110.2  9643.1 1324.0 3551.7 5241.0  7961.0 23686.3    1 15000
## N[41]          8479.1 13214.7 1432.4 3999.5 6030.3  9291.8 30301.1    1 15000
## N[42]        10158.5 18130.0 1524.3 4514.6 6944.2 10869.0 37779.2    1 15000
## deviance       216.9    7.9  203.3  211.2  216.3   222.0   234.0    1 15000
## lambda         1.1    0.0    1.1    1.1    1.1    1.2    1.2    1 15000
## sigmaObs[1]    3.4    1.4    0.4    2.5    3.4    4.3    6.0    1 1100
## sigmaObs[2]    4.2    1.6    0.7    3.3    4.3    5.3    7.0    1 1000
## sigmaObs[3]    5.1    1.8    0.9    4.0    5.2    6.3    8.2    1 1100
## sigmaObs[4]    5.5    2.1    0.8    4.2    5.6    7.0    9.1    1 1100
## sigmaObs[5]    7.0    2.4    1.2    5.5    7.2    8.7   11.1    1 1400
## sigmaObs[6]    8.0    2.9    1.2    6.2    8.2   10.0   12.9    1 1100
## sigmaObs[7]   10.1    3.4    1.7    8.2   10.4   12.5   15.9    1 1100
## sigmaObs[8]   12.3    4.0    2.2   10.2   12.8   15.0   19.3    1 1100
## sigmaObs[9]   13.7    4.6    2.3   11.2   14.2   16.7   21.5    1 1100
## sigmaObs[10]  15.6    5.1    2.8   12.8   16.1   19.0   24.2    1 1100
## sigmaObs[11]  16.2    5.5    2.8   13.1   16.8   20.1   25.5    1 1200
## sigmaObs[12]  16.1    5.9    2.3   12.4   16.6   20.4   26.1    1 1100
## sigmaObs[13]  17.6    6.4    2.8   13.7   18.1   22.2   28.4    1 1300
## sigmaObs[14]  19.2    7.0    3.0   14.9   19.8   24.1   31.2    1 1100
## sigmaObs[15]  20.9    7.8    3.2   16.0   21.4   26.4   34.6    1 1200
## sigmaObs[16]  24.0    8.8    3.8   18.6   24.5   30.1   39.3    1 1200
## sigmaObs[17]  27.4    9.9    4.4   21.3   28.0   34.4   44.7    1 1100
## sigmaObs[18]  30.2   11.7    4.1   22.7   30.9   38.6   50.7    1 1100
## sigmaObs[19]  39.3   13.1    7.3   31.7   40.5   48.4   61.6    1 1200
## sigmaObs[20]  43.1   15.8    6.2   33.5   44.5   54.3   70.1    1 1200
## sigmaObs[21]  52.4   18.5    8.1   41.4   54.2   65.4   83.7    1 1100
## sigmaObs[22]  65.8   21.5   11.9   54.0   68.3   80.6  101.8    1 1100
## sigmaObs[23]  74.7   25.3   12.4   60.7   77.6   92.2  116.7    1 1100
## sigmaObs[24]  85.1   28.6   14.5   68.8   88.1  105.1  132.9    1 1000
## sigmaObs[25]  91.7   32.7   14.2   72.2   95.1  115.0  146.4    1 1100
## sigmaObs[26] 104.5   36.9   16.9   82.8  107.9  130.3  167.4    1 1200
## sigmaObs[27] 118.7   43.0   18.8   93.0  122.0  148.0  194.7    1 1200
## sigmaProc      0.1    0.1    0.0    0.1    0.1    0.2    0.3    1 1700
## tauProc       188.8  3192.4   12.8   32.5   57.1  104.2   528.6    1 1700
##
## For each parameter, n.eff is a crude measure of effective sample size,
## and Rhat is the potential scale reduction factor (at convergence, Rhat=1).
##
## DIC info (using the rule, pD = var(deviance)/2)
## pD = 31.1 and DIC = 248.0
## DIC is an estimate of expected predictive error (lower deviance is better).
```

Le taux de croissance vaut 1.149145 avec son intervalle de crédibilité à 95% qui vaut (1.0821245, 1.2284741). Comme cet intervalle ne contient clairement pas 1, le taux de croissance est au-dessus de 1 sans ambiguïté. On le voit aussi sur la distribution a posteriori estimée dont la masse est concentrée sur les valeurs plus grandes que 1.

```
post_exp <- exp_res$BUGSoutput$sims.matrix %>%
  as_tibble() %>%
  # pivot_longer(cols = everything(), values_to = "value", names_to = "parameter") %>%
  # filter(str_detect(parameter, "lambda")) %>%
  ggplot() +
  aes(x = lambda) +
  geom_density() +
```

```
geom_vline(xintercept = 1, lty = "dashed", color = "red") +
labs(x = "Taux de croissance", title = "exponentiel")
post_exp
```

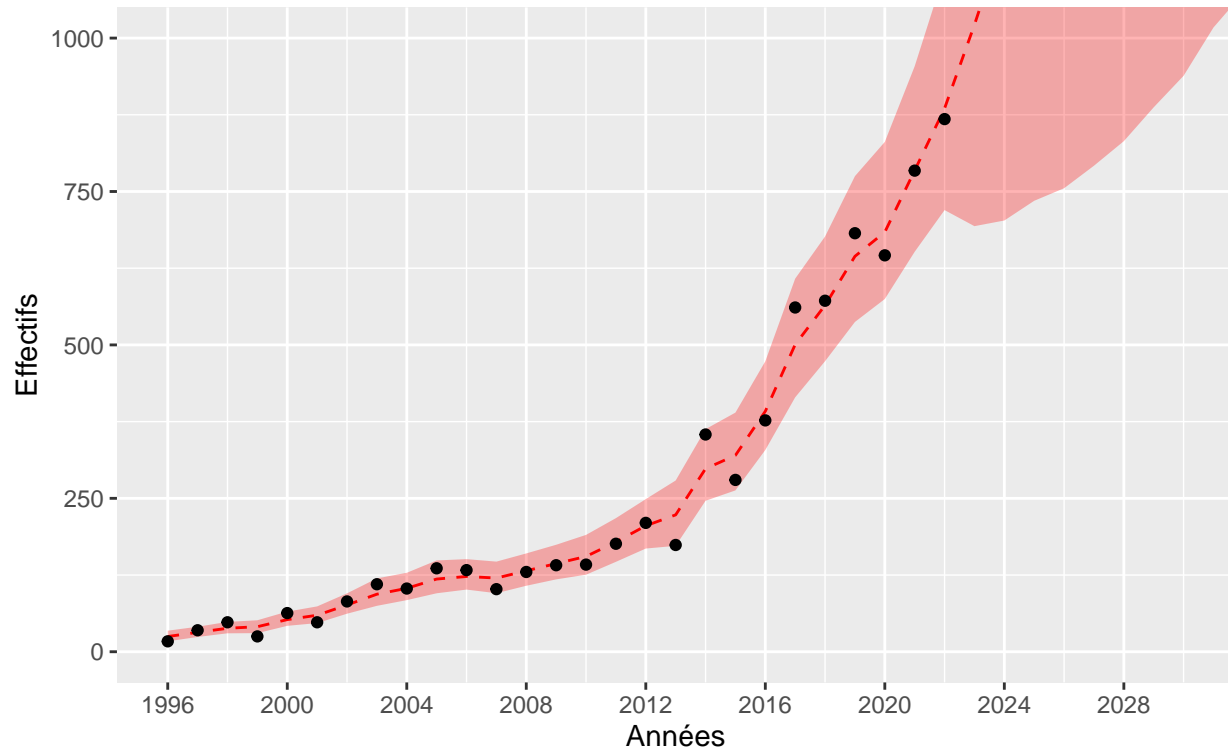


Ensuite les projections.

```
proj_exp <- exp_res$BUGSoutput$sims.matrix %>%
  as_tibble() %>%
  pivot_longer(cols = everything(), values_to = "value", names_to = "parameter") %>%
  filter(str_detect(parameter, "N")) %>%
  group_by(parameter) %>%
  summarize(medianN = median(value),
            lci = quantile(value, probs = 2.5/100),
            uci = quantile(value, probs = 97.5/100)) %>%
  mutate(an = parse_number(parameter)) %>%
  arrange(an) %>%
  ggplot() +
  geom_ribbon(aes(x = an, y = medianN, ymin = lci, ymax = uci), fill = "red", alpha = 0.3) +
  geom_line(aes(x = an, y = medianN), lty = "dashed", color = "red") +
  # geom_point(aes(x = an, y = medianN), color = "red") +
  geom_point(data = bugs.data %>% as_tibble, aes(x = 1:unique(nyears), y = Nobs)) +
  coord_cartesian(xlim = c(1, 35), ylim = c(0, 1000)) +
  labs(y = "Effectifs",
       x = "Années",
       title = "Effectifs projetés selon modèle exponentiel",
       subtitle = "avec effectifs observés (points noirs)") +
```

```
scale_x_continuous(breaks = seq(1, 40, by = 4),
                  labels = seq(1996, 2035, by = 4))
proj_exp
```

Effectifs projetés selon modèle exponentiel
avec effectifs observés (points noirs)



Ajustement du modèle avec freinage

Les données, les paramètres à estimer, le nombre de chaînes MCMC et les valeurs initiales (qu'on laisse à Jags la liberté de choisir). Attention à X dans les données. Je prendrai le temps aussi d'écrire le modèle formellement, en langage mathématique, pour être bien sûr de comprendre ce qu'il fait.

```
bugs.data <- list(
  nyears = nyears,
  Nobs = thedata$N,
  X = c(rep(0, nyears-8), rep(1, 7), NA)
)
bugs.monitor <- c("lambda", "beta", "sigmaProc", "sigmaObs", "N", "tauProc")
bugs.chains <- 3
bugs.inits <- function(){
  list(
  )
}
```

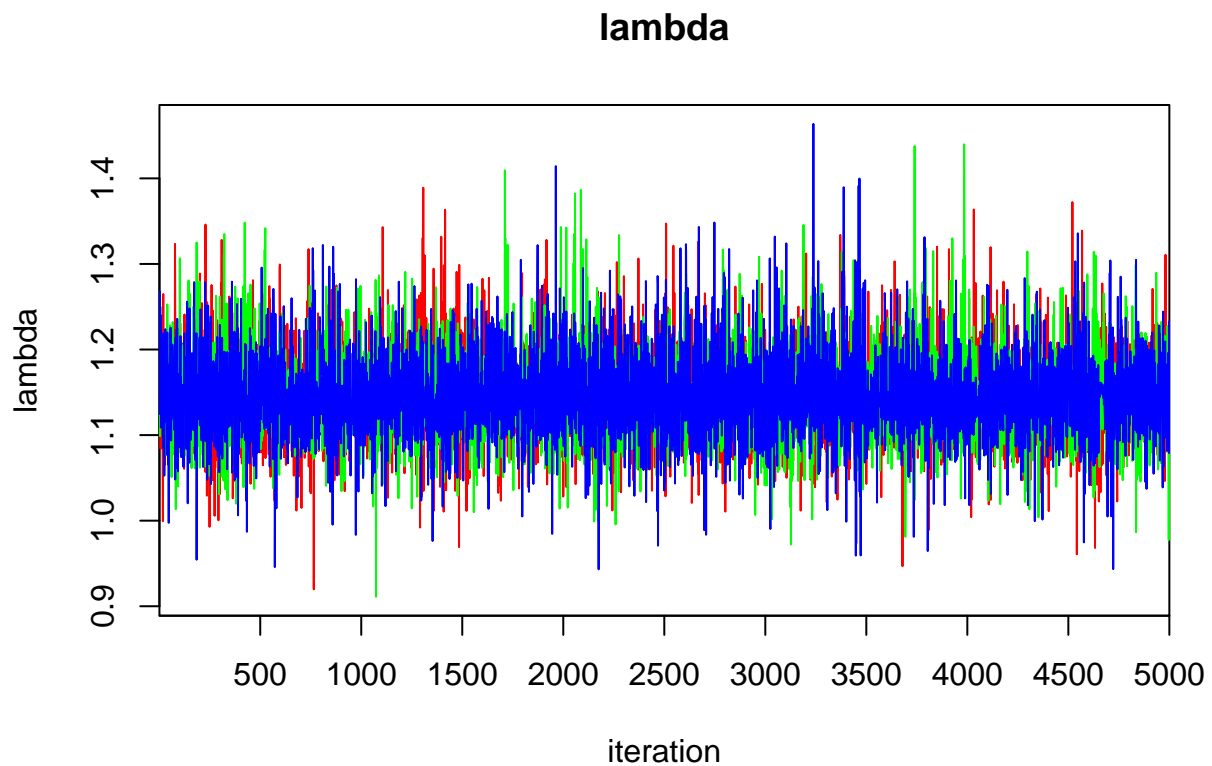
Et zooh, on lance le tout!

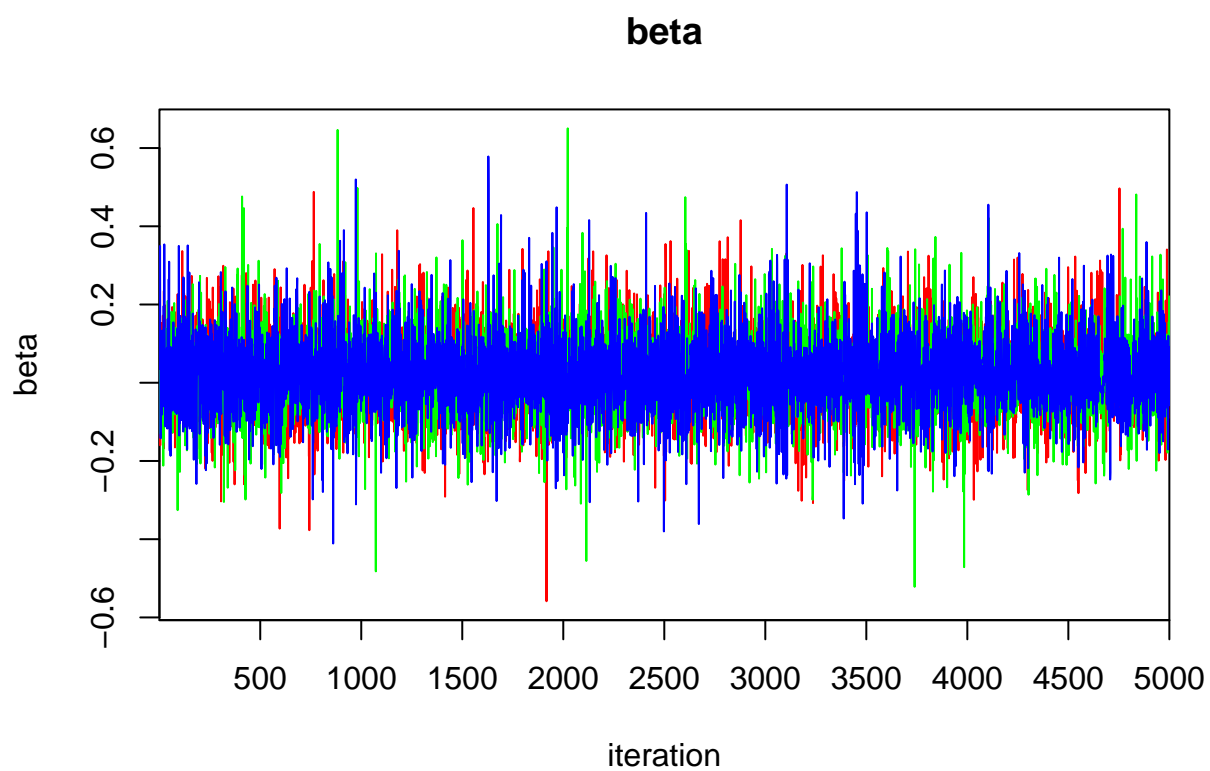
```
frein_mcmc <- jags(data = bugs.data,
                  inits = bugs.inits,
                  parameters.to.save = bugs.monitor,
                  model.file = frein_model,
                  n.chains = bugs.chains,
                  n.thin = 10,
                  n.iter = 100000,
                  n.burnin = 50000)
```

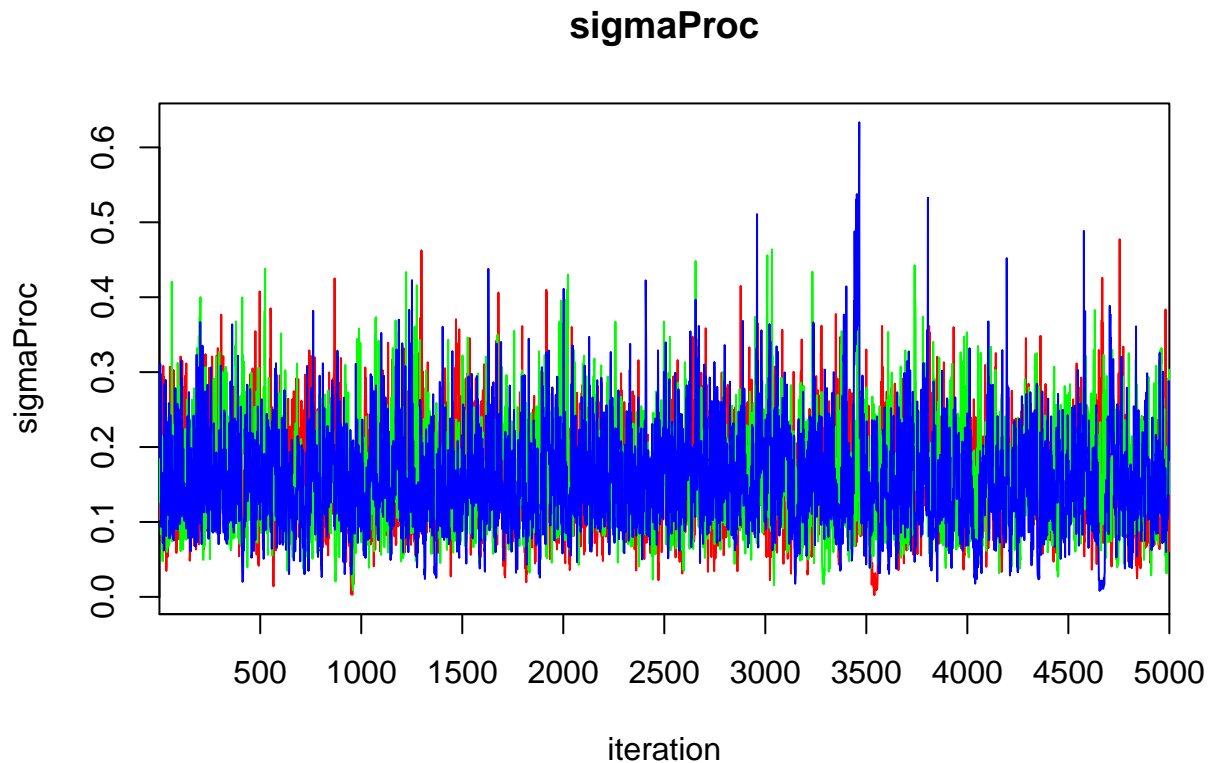
```
## Compiling model graph
##   Resolving undeclared variables
##   Allocating nodes
## Graph information:
##   Observed stochastic nodes: 27
##   Unobserved stochastic nodes: 73
##   Total graph size: 398
##
## Initializing model
```

On inspecte la convergence.

```
traceplot(frein_mcmc, varname = c('lambda', "beta", "sigmaProc"), ask = FALSE)
```







Jetons un coup d'oeil aux estimations.

```
res <- print(frein_mcmc, intervals = c(2.5/100, 50/100, 97.5/100))
```

```
## Inference for Bugs model at "/var/folders/ln/jf2twlj12snbq000z6qq5y7m0000gn/T//Rtmp4PbdS7/model1f646
## 3 chains, each with 1e+05 iterations (first 50000 discarded), n.thin = 10
## n.sims = 15000 iterations saved
##
```

	mu.vect	sd.vect	2.5%	50%	97.5%	Rhat	n.eff
## N[1]	24.747	4.708	16.192	24.460	34.569	1.001	5500
## N[2]	32.003	4.401	23.954	31.757	41.331	1.001	4600
## N[3]	38.974	4.947	30.197	38.651	49.775	1.001	15000
## N[4]	40.306	5.687	29.292	40.271	51.537	1.001	7700
## N[5]	53.019	6.163	42.048	52.657	66.203	1.001	15000
## N[6]	59.340	7.083	45.966	59.111	74.215	1.001	15000
## N[7]	77.378	8.723	62.073	76.755	96.082	1.001	4400
## N[8]	96.068	11.875	75.171	95.291	121.591	1.002	2500
## N[9]	105.025	11.832	84.207	104.219	130.593	1.001	15000
## N[10]	121.043	14.270	95.864	120.163	150.883	1.002	2600
## N[11]	124.314	13.094	101.315	123.567	152.779	1.001	4000
## N[12]	119.057	13.506	94.071	118.605	146.864	1.001	15000
## N[13]	131.514	13.666	106.430	130.862	160.188	1.001	6100
## N[14]	143.190	14.781	116.056	142.509	174.320	1.001	8800
## N[15]	154.539	16.836	124.272	153.632	190.115	1.001	4700
## N[16]	178.712	18.247	145.315	177.912	217.209	1.001	5800
## N[17]	204.919	20.500	166.879	203.869	247.941	1.001	15000
## N[18]	219.412	27.540	170.466	218.354	275.455	1.001	6100

## N[19]	301.575	31.679	244.987	299.642	367.520	1.001	15000
## N[20]	315.790	34.783	255.457	312.827	392.018	1.001	15000
## N[21]	391.197	37.682	323.676	388.364	472.501	1.001	4700
## N[22]	508.988	52.648	414.030	506.948	615.741	1.001	13000
## N[23]	569.835	53.964	471.761	566.966	686.329	1.001	7400
## N[24]	651.244	61.417	537.364	649.083	780.566	1.001	15000
## N[25]	689.332	67.090	571.348	683.441	834.176	1.001	15000
## N[26]	792.389	77.757	650.855	787.179	960.844	1.001	15000
## N[27]	901.448	105.138	715.229	890.056	1140.548	1.001	15000
## N[28]	1073.824	251.403	669.276	1047.325	1649.724	1.001	15000
## N[29]	1285.353	430.143	648.895	1224.220	2319.959	1.001	15000
## N[30]	1546.085	670.940	649.689	1428.744	3225.569	1.001	15000
## N[31]	1871.567	1031.657	643.858	1663.342	4429.449	1.001	15000
## N[32]	2274.961	1560.806	649.538	1932.886	6054.767	1.001	15000
## N[33]	2784.957	2306.823	659.608	2259.657	8202.160	1.001	15000
## N[34]	3456.997	4073.074	680.841	2639.288	11432.463	1.001	15000
## N[35]	4354.113	10799.316	701.892	3058.482	15491.625	1.001	15000
## N[36]	5485.161	16606.864	694.228	3547.983	21036.104	1.001	15000
## N[37]	7124.319	42236.657	706.986	4143.426	28290.007	1.001	15000
## N[38]	9137.536	57405.909	724.802	4829.618	38211.273	1.001	15000
## N[39]	11663.767	70382.288	737.726	5608.485	52037.607	1.001	15000
## N[40]	15779.630	127931.099	734.926	6572.110	69837.784	1.001	15000
## N[41]	22171.271	331852.772	747.285	7586.265	95132.295	1.001	15000
## N[42]	28796.647	418040.984	767.499	8815.168	125458.659	1.001	15000
## beta	0.023	0.095	-0.161	0.021	0.224	1.001	15000
## lambda	1.147	0.047	1.058	1.143	1.248	1.001	15000
## sigmaObs[1]	3.236	1.418	0.436	3.241	6.005	1.009	1100
## sigmaObs[2]	4.103	1.601	0.671	4.181	7.081	1.011	970
## sigmaObs[3]	4.963	1.852	0.860	5.112	8.234	1.012	1000
## sigmaObs[4]	5.254	2.153	0.735	5.407	9.077	1.009	1200
## sigmaObs[5]	6.767	2.516	1.161	6.989	11.148	1.011	1100
## sigmaObs[6]	7.678	3.004	1.159	7.967	12.839	1.008	1300
## sigmaObs[7]	9.836	3.553	1.724	10.248	15.907	1.010	1400
## sigmaObs[8]	12.104	4.221	2.242	12.575	19.397	1.013	1300
## sigmaObs[9]	13.355	4.821	2.318	13.868	21.525	1.012	1200
## sigmaObs[10]	15.266	5.314	2.862	15.846	24.306	1.013	1300
## sigmaObs[11]	15.805	5.687	2.734	16.406	25.515	1.011	1300
## sigmaObs[12]	15.442	6.100	2.314	15.960	25.799	1.009	1300
## sigmaObs[13]	16.934	6.509	2.738	17.405	28.188	1.010	1300
## sigmaObs[14]	18.448	7.119	3.018	18.950	30.888	1.010	1200
## sigmaObs[15]	20.023	7.942	3.041	20.517	34.015	1.009	1100
## sigmaObs[16]	23.011	8.881	3.750	23.610	38.671	1.010	1100
## sigmaObs[17]	26.331	10.059	4.385	27.107	44.032	1.010	1200
## sigmaObs[18]	28.728	11.861	4.005	29.552	49.550	1.009	1200
## sigmaObs[19]	38.078	13.438	7.201	39.187	61.184	1.012	1100
## sigmaObs[20]	40.952	16.190	6.095	42.174	69.279	1.010	1300
## sigmaObs[21]	50.309	19.056	8.050	52.172	83.020	1.010	1200
## sigmaObs[22]	64.305	22.473	11.684	66.613	102.995	1.012	1100
## sigmaObs[23]	72.691	26.360	12.262	75.744	117.475	1.011	1300
## sigmaObs[24]	82.877	29.886	14.499	86.090	133.482	1.011	1100
## sigmaObs[25]	88.998	34.291	13.891	91.995	148.714	1.010	1200
## sigmaObs[26]	101.838	38.841	16.667	104.626	170.042	1.010	1100
## sigmaObs[27]	116.221	45.792	18.687	118.355	201.083	1.010	1200
## sigmaProc	0.157	0.066	0.049	0.149	0.304	1.003	1500


```
## tauProc      157.689   2495.578  10.810   45.089   423.264 1.003  1500
## deviance     216.689     7.888 203.329  215.951   233.958 1.001 15000
##
## For each parameter, n.eff is a crude measure of effective sample size,
## and Rhat is the potential scale reduction factor (at convergence, Rhat=1).
##
## DIC info (using the rule, pD = var(deviance)/2)
## pD = 31.1 and DIC = 247.8
## DIC is an estimate of expected predictive error (lower deviance is better).
```

```
res
```

```
## Inference for Bugs model at "/var/folders/ln/jf2twlj12snbq000z6qq5y7m0000gn/T//Rtmp4PbdS7/model1f646
## 3 chains, each with 1e+05 iterations (first 50000 discarded), n.thin = 10
## n.sims = 15000 iterations saved
##          mean      sd  2.5%   25%   50%   75%   97.5% Rhat n.eff
## N[1]      24.7      4.7  16.2   21.4  24.5   27.8   34.6    1  5500
## N[2]      32.0      4.4  24.0   29.0  31.8   34.8   41.3    1  4600
## N[3]      39.0      4.9  30.2   35.6  38.7   42.0   49.8    1 15000
## N[4]      40.3      5.7  29.3   36.5  40.3   44.0   51.5    1  7700
## N[5]      53.0      6.2  42.0   48.8  52.7   56.8   66.2    1 15000
## N[6]      59.3      7.1  46.0   54.5  59.1   63.8   74.2    1 15000
## N[7]      77.4      8.7  62.1   71.2  76.8   82.8   96.1    1  4400
## N[8]      96.1     11.9  75.2   87.6  95.3  103.6  121.6    1  2500
## N[9]     105.0     11.8  84.2   96.9 104.2  112.3  130.6    1 15000
## N[10]     121.0     14.3  95.9  110.9 120.2  130.2  150.9    1  2600
## N[11]     124.3     13.1 101.3  115.0 123.6  132.6  152.8    1  4000
## N[12]     119.1     13.5  94.1  109.9 118.6  127.6  146.9    1 15000
## N[13]     131.5     13.7 106.4  122.3 130.9  140.0  160.2    1  6100
## N[14]     143.2     14.8 116.1  133.3 142.5  152.6  174.3    1  8800
## N[15]     154.5     16.8 124.3  142.8 153.6  165.2  190.1    1  4700
## N[16]     178.7     18.2 145.3  166.3 177.9  190.1  217.2    1  5800
## N[17]     204.9     20.5 166.9  191.0 203.9  217.6  247.9    1 15000
## N[18]     219.4     27.5 170.5  199.4 218.4  237.9  275.5    1  6100
## N[19]     301.6     31.7 245.0  279.1 299.6  322.3  367.5    1 15000
## N[20]     315.8     34.8 255.5  291.1 312.8  337.6  392.0    1 15000
## N[21]     391.2     37.7 323.7  366.0 388.4  413.8  472.5    1  4700
## N[22]     509.0     52.6 414.0  471.6 506.9  544.2  615.7    1 13000
## N[23]     569.8     54.0 471.8  533.9 567.0  602.0  686.3    1  7400
## N[24]     651.2     61.4 537.4  610.4 649.1  688.8  780.6    1 15000
## N[25]     689.3     67.1 571.3  643.6 683.4  730.0  834.2    1 15000
## N[26]     792.4     77.8 650.9  741.5 787.2  837.8  960.8    1 15000
## N[27]     901.4    105.1 715.2  833.7 890.1  959.5 1140.5    1 15000
## N[28]    1073.8    251.4 669.3  906.4 1047.3 1203.8 1649.7    1 15000
## N[29]    1285.4    430.1 648.9 1009.5 1224.2 1476.7 2320.0    1 15000
## N[30]    1546.1    670.9 649.7 1128.6 1428.7 1804.6 3225.6    1 15000
## N[31]    1871.6   1031.7 643.9 1263.6 1663.3 2191.1 4429.4    1 15000
## N[32]    2275.0   1560.8 649.5 1415.6 1932.9 2671.8 6054.8    1 15000
## N[33]    2785.0   2306.8 659.6 1581.1 2259.7 3257.2 8202.2    1 15000
## N[34]    3457.0   4073.1 680.8 1764.5 2639.3 3916.2 11432.5    1 15000
## N[35]    4354.1  10799.3 701.9 1971.1 3058.5 4777.5 15491.6    1 15000
## N[36]    5485.2  16606.9 694.2 2178.8 3548.0 5806.4 21036.1    1 15000
## N[37]    7124.3  42236.7 707.0 2450.1 4143.4 7039.4 28290.0    1 15000
## N[38]    9137.5  57405.9 724.8 2740.5 4829.6 8460.6 38211.3    1 15000
```

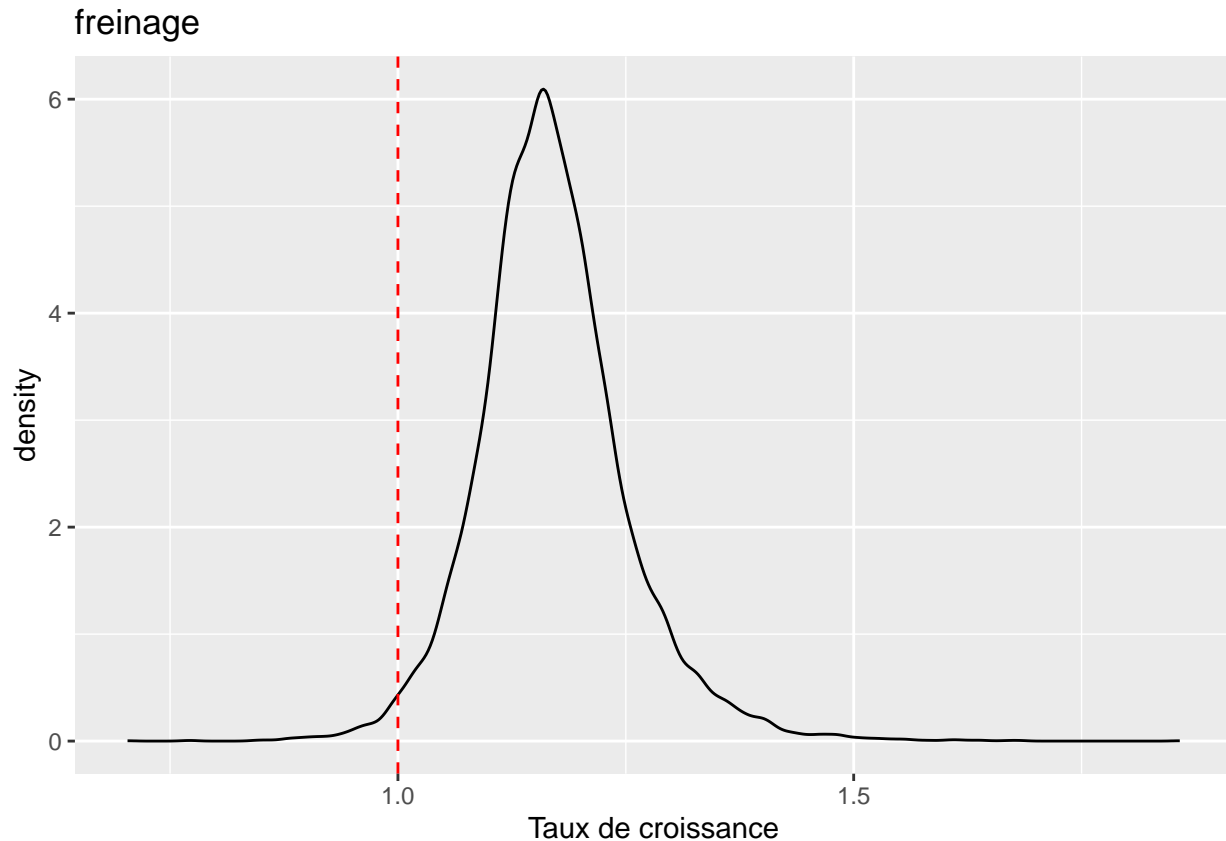
```
## N[39]      11663.8  70382.3  737.7  3060.4  5608.5  10286.2  52037.6  1 15000
## N[40]      15779.6 127931.1  734.9  3433.9  6572.1  12516.3  69837.8  1 15000
## N[41]      22171.3 331852.8  747.3  3858.7  7586.3  15135.3  95132.3  1 15000
## N[42]      28796.6 418041.0  767.5  4349.9  8815.2  18206.3 125458.6  1 15000
## beta       0.0      0.1   -0.2    0.0    0.0     0.1     0.2    1 15000
## deviance   216.7     7.9  203.3   211.1   216.0   221.5   234.0    1 15000
## lambda     1.1      0.0    1.1    1.1    1.1     1.2     1.2    1 15000
## sigmaObs[1] 3.2      1.4    0.4    2.3    3.2     4.2     6.0    1 1100
## sigmaObs[2] 4.1      1.6    0.7    3.1    4.2     5.2     7.1    1  970
## sigmaObs[3] 5.0      1.9    0.9    3.8    5.1     6.2     8.2    1 1000
## sigmaObs[4] 5.3      2.2    0.7    3.8    5.4     6.8     9.1    1 1200
## sigmaObs[5] 6.8      2.5    1.2    5.2    7.0     8.6    11.1    1 1100
## sigmaObs[6] 7.7      3.0    1.2    5.7    8.0     9.9    12.8    1 1300
## sigmaObs[7] 9.8      3.6    1.7    7.7   10.2    12.3    15.9    1 1400
## sigmaObs[8] 12.1     4.2    2.2    9.7   12.6    15.0    19.4    1 1300
## sigmaObs[9] 13.4     4.8    2.3   10.5   13.9    16.7    21.5    1 1200
## sigmaObs[10] 15.3     5.3    2.9   12.2   15.8    18.9    24.3    1 1300
## sigmaObs[11] 15.8     5.7    2.7   12.4   16.4    19.9    25.5    1 1300
## sigmaObs[12] 15.4     6.1    2.3   11.5   16.0    19.9    25.8    1 1300
## sigmaObs[13] 16.9     6.5    2.7   12.7   17.4    21.7    28.2    1 1300
## sigmaObs[14] 18.4     7.1    3.0   13.9   19.0    23.6    30.9    1 1200
## sigmaObs[15] 20.0     7.9    3.0   14.8   20.5    25.8    34.0    1 1100
## sigmaObs[16] 23.0     8.9    3.8   17.2   23.6    29.4    38.7    1 1100
## sigmaObs[17] 26.3    10.1    4.4   19.8   27.1    33.5    44.0    1 1200
## sigmaObs[18] 28.7    11.9    4.0   20.7   29.6    37.5    49.6    1 1200
## sigmaObs[19] 38.1    13.4    7.2   29.9   39.2    47.5    61.2    1 1100
## sigmaObs[20] 41.0    16.2    6.1   30.5   42.2    52.8    69.3    1 1300
## sigmaObs[21] 50.3    19.1    8.0   38.2   52.2    64.0    83.0    1 1200
## sigmaObs[22] 64.3    22.5   11.7   51.2   66.6    79.9   103.0    1 1100
## sigmaObs[23] 72.7    26.4   12.3   56.9   75.7    91.2   117.5    1 1300
## sigmaObs[24] 82.9    29.9   14.5   64.6   86.1   104.1   133.5    1 1100
## sigmaObs[25] 89.0    34.3   13.9   66.9   92.0   113.8   148.7    1 1200
## sigmaObs[26] 101.8   38.8   16.7   77.1  104.6   129.5   170.0    1 1100
## sigmaObs[27] 116.2   45.8   18.7   86.6  118.4   148.0   201.1    1 1200
## sigmaProc    0.2      0.1    0.0    0.1    0.1     0.2     0.3    1 1500
## tauProc     157.7   2495.6  10.8   26.0   45.1    83.1   423.3    1 1500
```

```
##
## For each parameter, n.eff is a crude measure of effective sample size,
## and Rhat is the potential scale reduction factor (at convergence, Rhat=1).
##
## DIC info (using the rule, pD = var(deviance)/2)
## pD = 31.1 and DIC = 247.8
## DIC is an estimate of expected predictive error (lower deviance is better).
```

Le taux de croissance vaut 1.1696071 avec son intervalle de crédibilité à 95% qui vaut (1.0193808, 1.3521404). Cet intervalle ne contient pas 1, le taux de croissance est au-dessus de 1 et la distribution est plus recentrée vers la valeur 1 que pour le modèle sans freinage. On le voit aussi sur la distribution a posteriori estimée.

```
post_frein <- frein_mcmc$BUGSoutput$sims.matrix %>%
  as_tibble() %>%
  # pivot_longer(cols = everything(), values_to = "value", names_to = "parameter") %>%
  # filter(str_detect(parameter, "lambda")) %>%
  ggplot() +
  aes(x = lambda + beta) +
```

```
geom_density() +
geom_vline(xintercept = 1, lty = "dashed", color = "red") +
labs(x = "Taux de croissance", title = "freinage")
post_frein
```



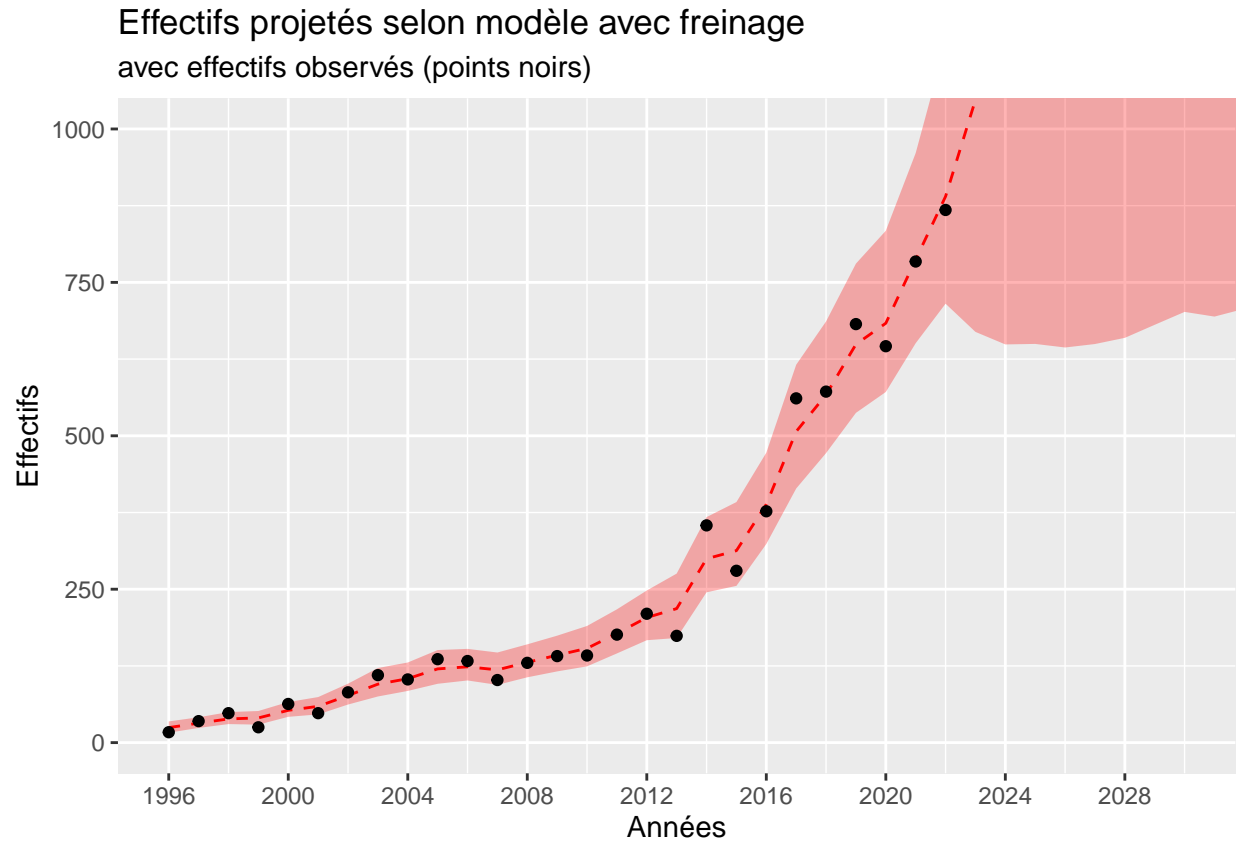
Ensuite les projections.

```
proj_frein <- frein_mcmc$BUGSoutput$sims.matrix %>%
  as_tibble() %>%
  pivot_longer(cols = everything(), values_to = "value", names_to = "parameter") %>%
  filter(str_detect(parameter, "N")) %>%
  group_by(parameter) %>%
  summarize(medianN = median(value),
            lci = quantile(value, probs = 2.5/100),
            uci = quantile(value, probs = 97.5/100)) %>%
  mutate(an = parse_number(parameter)) %>%
  arrange(an) %>%
  ggplot() +
  geom_ribbon(aes(x = an, y = medianN, ymin = lci, ymax = uci), fill = "red", alpha = 0.3) +
  geom_line(aes(x = an, y = medianN), lty = "dashed", color = "red") +
  # geom_point(aes(x = an, y = medianN), color = "red") +
  geom_point(data = bugs.data %>% as_tibble, aes(x = 1:unique(nyears), y = Nobs)) +
  coord_cartesian(xlim = c(1, 35), ylim = c(0, 1000)) +
  labs(y = "Effectifs",
       x = "Années",
       title = "Effectifs projetés selon modèle avec freinage",
```

```

    subtitle = "avec effectifs observés (points noirs)" +
    scale_x_continuous(breaks = seq(1, 40, by = 4),
                      labels = seq(1996, 2035, by = 4))
proj_frein

```



Conclusions

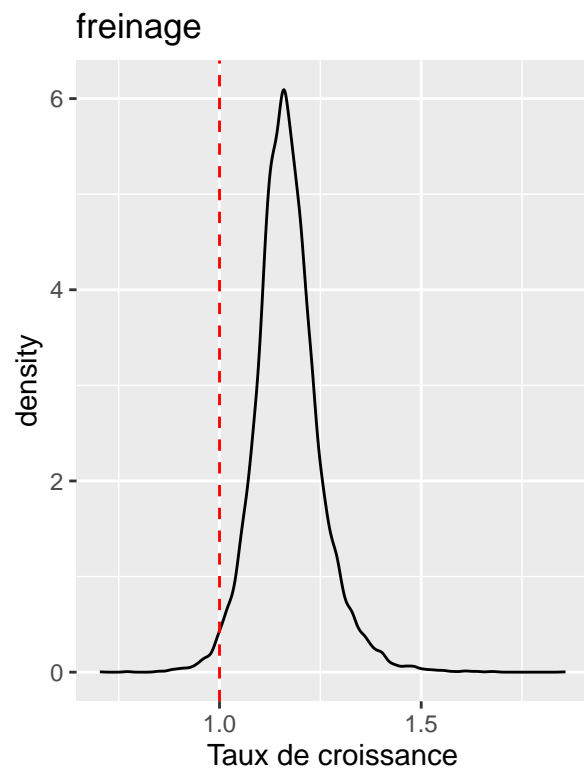
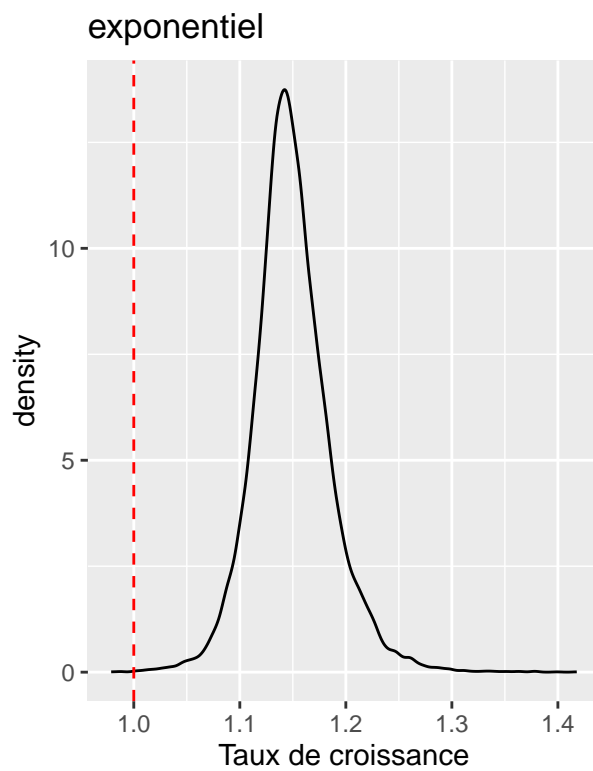
Pour résumer, on obtient pour le taux de croissance.

```

library(patchwork)
(post_exp | post_frein) +
  plot_annotation(title = "Taux de croissance")

```

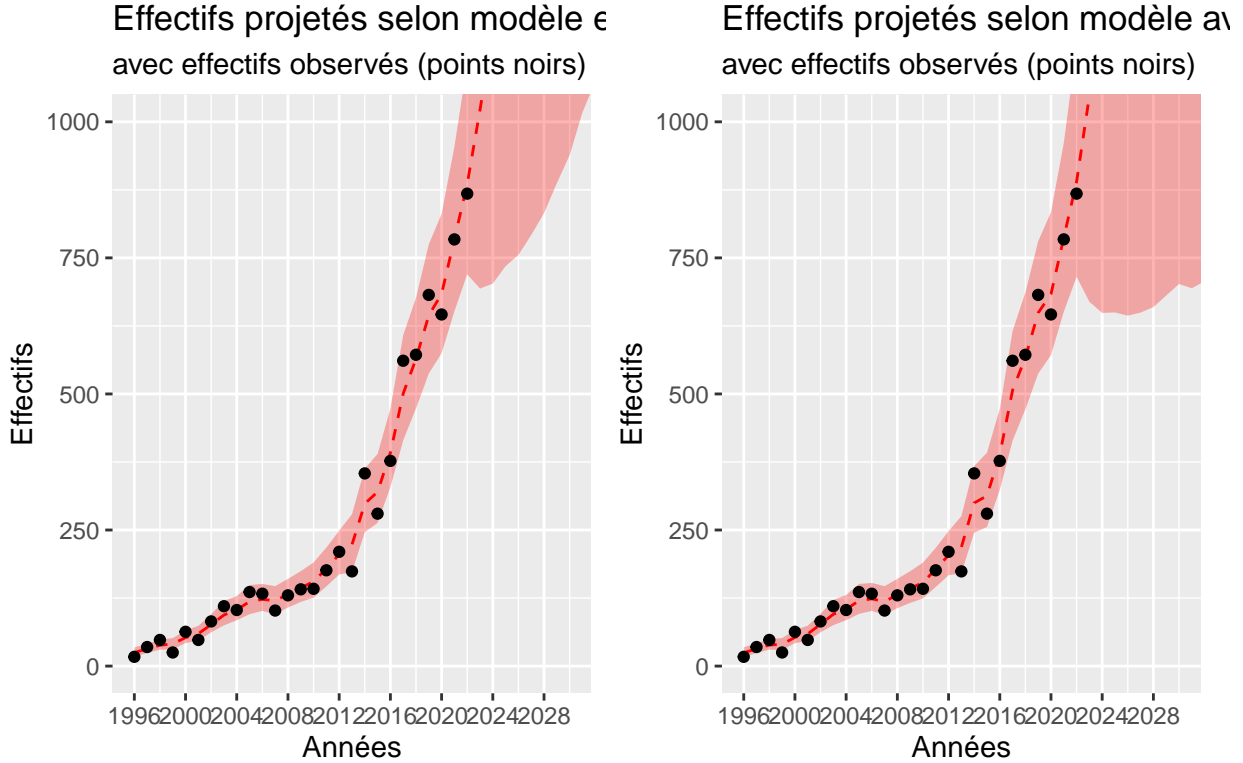
Taux de croissance



Et pour les projections.

```
(proj_exp | proj_frein) +  
  plot_annotation("Effectifs projetés")
```

Effectifs projetés



- Avec le modèle exponentiel, le taux de croissance est de 15% avec un intervalle de crédibilité qui ne contient pas 0, donc significatif positif ; le modèle avec freinage suggère un taux de croissance similaire, avec un intervalle de crédibilité qui ne contient pas (mais pas de beaucoup) la valeur 0.
- Il est impossible de distinguer entre le modèle exponentiel vs celui avec freinage en utilisant un critère de sélection comme le DIC (un peu comme l'AIC en bayésien). Les valeurs sont très proches l'une de l'autre.

Annexe: Modèle avec les prélèvements

On suit André, H., Hobbs, N. T., Aronsson, M., Brøseth, H., Chapron, G., Linnell, J. D. C., Odden, J., Persson, J., and Nilsen, E. B.. 2020. Harvest models of small populations of a large carnivore using Bayesian forecasting. *Ecological Applications* 30(3):02063. 10.1002/eap.2063.

Dans leur papier, Henrik et les collègues construisent un modèle démographique structuré en classes d'âge. J'ai pas envie de me lancer dans un truc compliqué, l'idée est simplement de comprendre comment dérouler leur approche.

On part sur un modèle exponentiel. On stipule que les effectifs N_t à l'année t sont obtenus à partir des effectifs à l'année $t - 1$ auxquels on a retranché les prélèvements H_{t-1} , le tout multiplié par le taux de croissance annuel λ :

$$N_t = \lambda(N_{t-1} - H_{t-1}).$$

Cette relation est déterministe. Pour ajouter de la variabilité démographique, on suppose que les effectifs sont distribués selon une distribution log-normale, autrement dit que les effectifs sont normalement distribués sur l'échelle log :

$$\log(N_t) \sim \text{Normale}(\mu_t, \sigma_{\text{proc}})$$

avec $\mu_t = \log(N_t) = \log(\lambda(N_{t-1} - H_{t-1}))$ et σ_{proc} l'erreur standard des effectifs sur l'échelle log. On aurait pu prendre une loi de Poisson à la place. La stochasticité environnementale est en général captée par le taux de croissance, mais pas ici puisqu'il est constant. C'est une hypothèse forte du modèle. Dans l'idéal, on pourrait coupler le modèle de capture-recapture, et le modèle qui décrit l'évolution des effectifs au cours du temps.

On ajoute une couche d'observation qui capture les erreurs sur les effectifs. Si l'on note y_t les effectifs observés, on suppose que ces comptages annuels sont distribués comme une loi de Poisson de moyenne les vrais effectifs N_t :

$$y_t \sim \text{Poisson}(N_t).$$

```
model <- function(){

  # Priors
  sigmaProc ~ dunif(0, 10)
  tauProc <- 1/sigmaProc^2
  lambda ~ dunif(0, 5)

  N[1] ~ dgamma(1.0E-6, 1.0E-6)

  # Process model
  for (t in 2:(nyears)) {
    mu[t] <- lambda * (N[t-1] - harvest[t-1])
    Nproc[t] <- log(max(1, mu[t]))
    N[t] ~ dlnorm(Nproc[t], tauProc)
  }

  # Observation model
  for (t in 1:nyears) {
    y[t] ~ dpois(N[t])
  }

}
```

On prépare les données.

```
bugs.data <- list(
  nyears = nrow(thedata),
  y = round(thedata$N),
  harvest = thedata$H)
```

On précise les paramètres à estimer et le nombre de chaînes de MCMC (j'en prends trois ici).

```
bugs.monitor <- c("lambda", "sigmaProc", "N", "tauProc")
bugs.chains <- 3
bugs.inits <- function(){
  list(
  )
}
```

Allez zooh, on lance la machine!

```

library(R2jags)
wolf_mod <- jags(data = bugs.data,
                 inits = bugs.inits,
                 parameters.to.save = bugs.monitor,
                 model.file = model,
                 n.chains = bugs.chains,
                 n.thin = 10,
                 n.iter = 100000,
                 n.burnin = 50000)

```

```

## Compiling model graph
##   Resolving undeclared variables
##   Allocating nodes
## Graph information:
##   Observed stochastic nodes: 27
##   Unobserved stochastic nodes: 29
##   Total graph size: 196
##
## Initializing model

```

Jetons un coup d'oeil aux estimations.

```

print(wolf_mod, intervals = c(2.5/100, 50/100, 97.5/100))

```

```

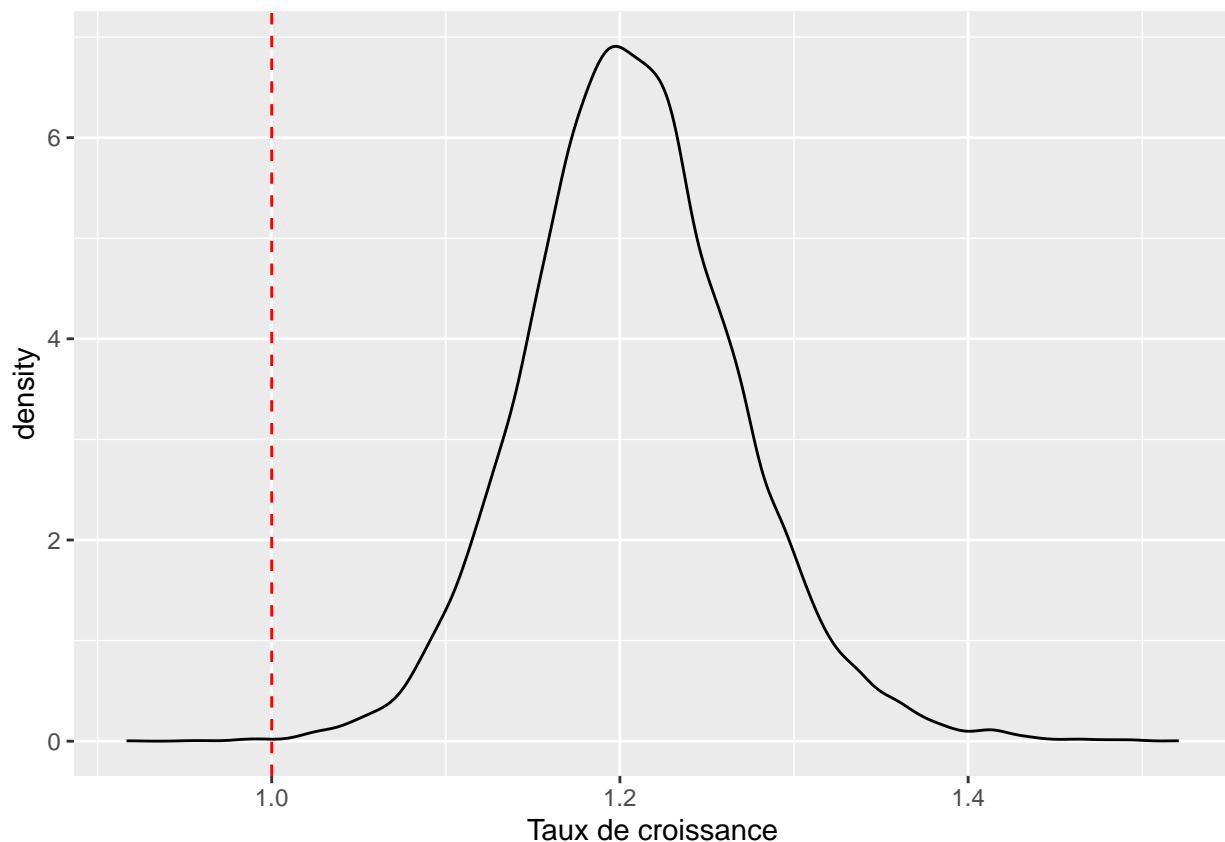
## Inference for Bugs model at "/var/folders/ln/jf2twlj12snbq000z6qq5y7m0000gn/T//Rtmp4PbdS7/model1f646"
## 3 chains, each with 1e+05 iterations (first 50000 discarded), n.thin = 10
## n.sims = 15000 iterations saved
##      mu.vect sd.vect   2.5%   50%   97.5%  Rhat n.eff
## N[1]    21.067   3.772  14.244  20.832  29.067 1.001 15000
## N[2]    32.049   4.387  24.329  31.746  41.266 1.001 14000
## N[3]    41.271   5.247  31.900  40.910  52.481 1.001 15000
## N[4]    35.194   4.803  26.226  35.043  45.057 1.001 15000
## N[5]    55.345   6.283  43.878  54.953  68.841 1.001 15000
## N[6]    54.905   6.226  43.192  54.657  67.508 1.001 15000
## N[7]    80.001   7.739  65.747  79.601  96.373 1.001  9500
## N[8]   105.278   9.181  88.485 104.907 124.225 1.001 15000
## N[9]   106.668   9.141  89.403 106.396 125.283 1.001 15000
## N[10]  131.869  10.466 112.548 131.502 153.816 1.001 15000
## N[11]  130.055  10.294 110.689 129.771 150.890 1.001  9200
## N[12]  107.852   9.297  90.381 107.683 126.756 1.001 15000
## N[13]  128.536  10.168 109.426 128.260 149.174 1.001  7200
## N[14]  140.288  10.643 120.256 139.818 162.001 1.001 15000
## N[15]  144.792  10.882 124.479 144.406 166.911 1.001 15000
## N[16]  175.992  12.269 152.713 175.733 201.005 1.001 15000
## N[17]  205.502  13.400 179.999 205.218 232.447 1.001 15000
## N[18]  186.724  13.316 161.688 186.476 213.778 1.001 15000
## N[19]  340.466  18.132 306.025 340.144 376.880 1.001 15000
## N[20]  289.598  16.340 258.376 289.408 322.138 1.001 13000
## N[21]  378.814  18.564 343.603 378.745 415.871 1.001  5300
## N[22]  554.640  22.974 510.930 554.200 601.217 1.001  6500
## N[23]  574.670  23.313 529.900 574.434 621.320 1.001 15000
## N[24]  679.043  25.171 630.260 678.475 728.977 1.001 15000

```



```
## N[25]      651.263  24.776 603.938 651.052 700.429 1.001 4500
## N[26]      781.808  27.432 729.465 781.600 836.358 1.001 15000
## N[27]      866.648  29.596 809.500 866.298 925.145 1.001 14000
## lambda     1.207   0.062   1.091   1.205   1.336 1.001 15000
## sigmaProc  0.250   0.054   0.163   0.244   0.373 1.001 15000
## tauProc    18.268   7.904   7.204  16.843  37.478 1.001 15000
## deviance   218.948   8.251 204.657 218.285 236.759 1.001 8900
##
## For each parameter, n.eff is a crude measure of effective sample size,
## and Rhat is the potential scale reduction factor (at convergence, Rhat=1).
##
## DIC info (using the rule, pD = var(deviance)/2)
## pD = 34.0 and DIC = 253.0
## DIC is an estimate of expected predictive error (lower deviance is better).
```

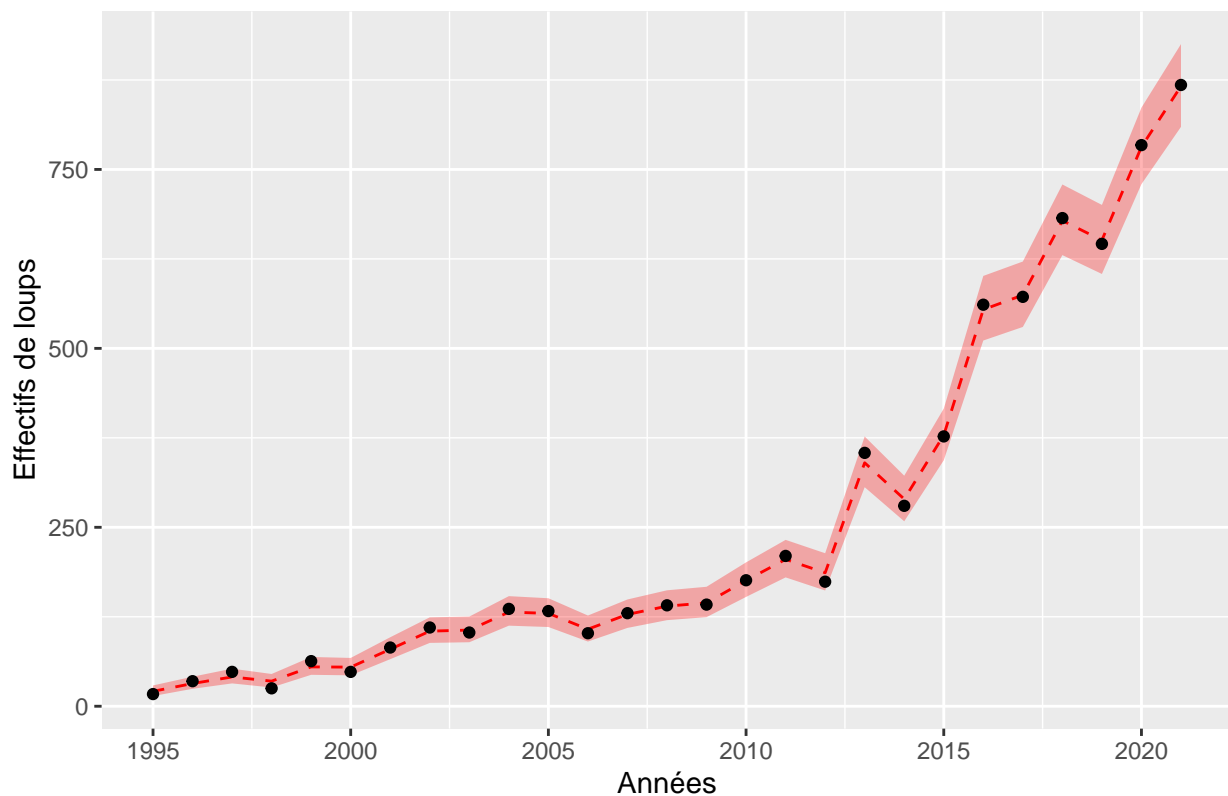
```
wolf_mod$BUGSoutput$sims.matrix %>%
  as_tibble() %>%
  # pivot_longer(cols = everything(), values_to = "value", names_to = "parameter") %>%
  # filter(str_detect(parameter, "lambda")) %>%
  ggplot() +
  aes(x = lambda) +
  geom_density() +
  geom_vline(xintercept = 1, lty = "dashed", color = "red") +
  labs(x = "Taux de croissance")
```



Ensuite les projections.

```
wolf_mod$BUGSoutput$sims.matrix %>%
  as_tibble() %>%
  pivot_longer(cols = everything(), values_to = "value", names_to = "parameter") %>%
  filter(str_detect(parameter, "N")) %>%
  group_by(parameter) %>%
  summarize(medianN = median(value),
            lci = quantile(value, probs = 2.5/100),
            uci = quantile(value, probs = 97.5/100)) %>%
  mutate(an = parse_number(parameter) + 1994) %>%
  arrange(an) %>%
  ggplot() +
  geom_ribbon(aes(x = an, y = medianN, ymin = lci, ymax = uci), fill = "red", alpha = 0.3) +
  geom_line(aes(x = an, y = medianN), lty = "dashed", color = "red") +
  # geom_point(aes(x = an, y = medianN), color = "red") +
  geom_point(data = bugs.data %>% as_tibble, aes(x = 1994 + 1:unique(nyears), y = y)) +
  labs(y = "Effectifs de loups",
       x = "Années",
       title = "Projections")
```

Projections



L'ajustement est top. Evidemment, si l'on veut faire des projections, les choses se compliquent puisqu'on n'a pas les prélèvements. On peut malgré tout faire des scénarios, comme dans le papier de Andren Harvest models of small populations of a large carnivore using Bayesian forecasting. J'ai exploré un peu plus en détails les analyses de ce papier, voir [ici](#).

Trucs à faire

Plusieurs petites choses.

- Le fait de ne pas tenir compte des prélèvements me chagrine un peu aux entournures tout de même. Je ne me souviens plus des justifications apportées par Guillaume, j'ai sûrement raté des trucs. Je voudrais explorer l'idée d'avoir un seul modèle qui englobe les modèles exponentiel et avec freinage (θ -logistique) et qui s'appuie sur la théorie du prélèvement en dynamique des populations. Jetez un coup d'oeil à l'annexe C qui commence à la page 97 du management plan de l'USGS pour l'ours polaire. Voir aussi le papier d'Henrik Andren sur le lynx : Andrén, H., Hobbs, N. T., Aronsson, M., Brøseth, H., Chapron, G., Linnell, J. D. C., Odden, J., Persson, J., and Nilsen, E. B.. 2020. Harvest models of small populations of a large carnivore using Bayesian forecasting. *Ecological Applications* 30(3):02063. 10.1002/eap.2063.
- Je ne comprends pas bien le terme dit de densité-dépendance introduit via `Nprec[t] <- log(max(1, lambda * N[t-1])`. Je simulerais bien des données selon ce modèle pour bien comprendre.
- Pourquoi utiliser une Poisson-Gamma un peu compliquée dans sa formulation plutôt que directement une Binomiale-négative?
- Il faut passer par une étape de prior predictive check pour être sûr que les priors induits sur les effectifs sont acceptables. Faire aussi une analyse de sensibilité.
- Explorer comment est choisi la variable X de freinage. A minima, expliciter son choix, c'est-à-dire sur quelles années on suppose que le freinage a lieu. Pourquoi ne pas faire un modèle à seuil.
- Utiliser le wAIC plutôt que le DIC pour comparer le modèle exponentiel au modèle avec freinage. Ça se fait soit à la main dans Jags, soit via un passage en Nimble peu coûteux en général.
- Dommage de ne pas faire entrer les erreurs d'estimation obtenues par CMR dans les erreurs d'observation σ_{obs}^2 du modèle à espace d'états. Cela réduirait les incertitudes, en particulier sur les projections.