RJags

Se lancer dans les statistiques Bayésiennes avec R

Qui suis-je?

Sonia Eynard

Postdoctorat à l'INRA, unité GenPhySE

Projet : Recherche de marqueurs génétiques liés à la résistance au Varroa

dans la population d'abeilles mellifère française

Formation : Master en conservation de la biodiversité et génétique des

populations

Thèse génétique animale, impact de la sélection sur la diversité

génétique chez le bétail

Qui suis-je?

Po: Pas une pro des statistiques Bayésiennes ni de RJags

Pro Essai d'utilisation pour analyser des données un peu plus complexes

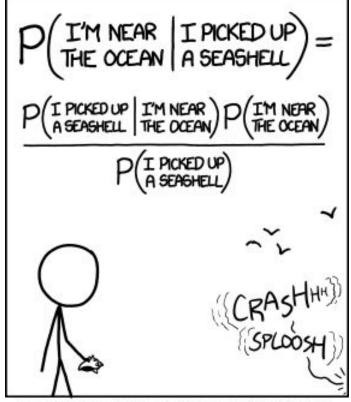
Apprentissage en cours

Thèse génétique animale, impact de la sélection sur la diversité génétique chez le bétail

(en 1 diapo)

H=hypothèse et D=données

p(H | D) = p(H) p(D | H) / p(D)

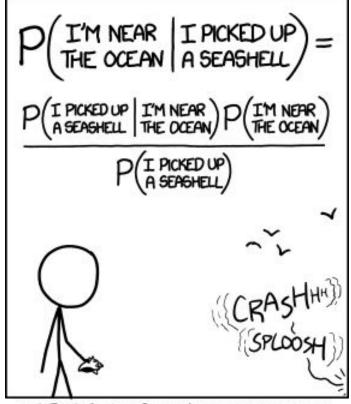


(en 1 diapo)

H=hypothèse et D=données

probabilité de l'hypothèse H connaissant les données D, degré de confiance après prise en compte des données

p(H | D) = p(H) p(D | H) / p(D)



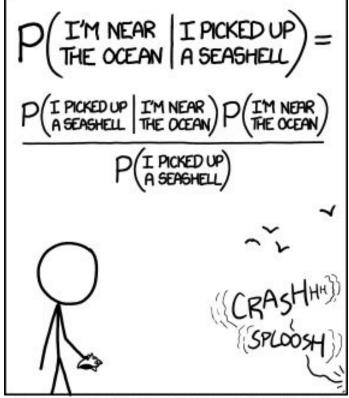
(en 1 diapo)

H=hypothèse et D=données

probabilité de l'hypothèse H connaissant les données D, degré de confiance après prise en compte des données

p(H|D) = p(H) p(D|H) / p(D)

A priori probabilité de l'hypothèse H avant d'avoir vu les données D, degré de confiance en l'hypothèse



(en 1 diapo)

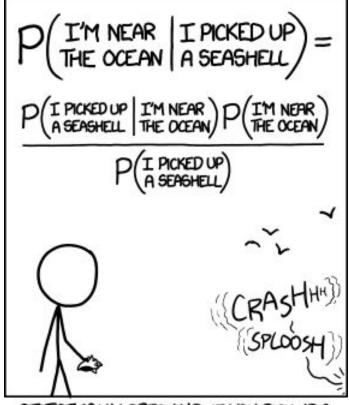
H=hypothèse et D=données

probabilité de l'hypothèse H connaissant les données D, degré de confiance après prise en compte des données

 $p(H \mid D) = p(H) p(D \mid H) / p(D)$

A priori probabilité de l'hypothèse H avant d'avoir vu les données D, degré de confiance en l'hypothèse

Vraisemblance, degré de compatibilité entre hypothèse et données



(en 1 diapo)

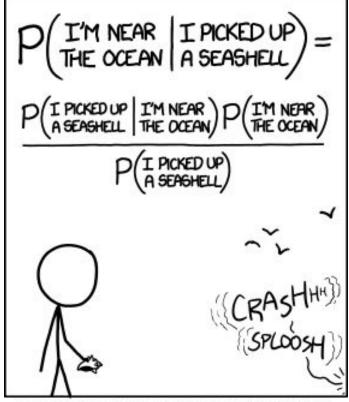
H=hypothèse et D=données

probabilité de l'hypothèse H connaissant les données D, degré de confiance après prise en compte des données

p(H | D) = p(H) p(D | H) / p(D)

A priori probabilité de l'hypothèse H avant d'avoir vu les données D, degré de confiance en l'hypothèse Probabilité d'observation

Vraisemblance, degré de compatibilité entre hypothèse et données





(en 1 diapo, en fait 2)

Exemple (An introduction to Bayesian Statistics using Python https://www.slideshare.net/freshdatabos/an-introduction-to-bayesian-statistics-using-python)

Il y a 2 bols contenant des cookies. Bol 1 = 10 chocolat + 30 vanille, Bol 2 = 20 chocolat + 20 vanille Fred prend un bol au hasard et un cookie au hasard. Le cookie est à la vanille. Quelle est la probabilité que Fred ait pris le cookie dans le bol 1?

H: hypothèse que le cookie vienne du bol 1

D : le cookie est à la vanille

$$p(H|D) = p(H) p(D|H) / p(D)$$



(en 1 diapo, en fait 2)

Exemple (An introduction to Bayesian Statistics using Python https://www.slideshare.net/freshdatabos/an-introduction-to-bayesian-statistics-using-python)

Il y a 2 bols contenant des cookies. Bol 1 = 10 chocolat + 30 vanille, Bol 2 = 20 chocolat + 20 vanille Fred prend un bol au hasard et un cookie au hasard. Le cookie est à la vanille. Quelle est la probabilité que Fred ait pris le cookie dans le bol 1?

H: hypothèse que le cookie vienne du bol 1

D : le cookie est à la vanille

$$p(H \mid D) = p(H) p(D \mid H) / p(D)$$

 $p(H) = \frac{1}{2} (1 \text{ chance sur } 2 \text{ d'avoir pris le bol } 1)$



(en 1 diapo, en fait 2)

Exemple (An introduction to Bayesian Statistics using Python https://www.slideshare.net/freshdatabos/an-introduction-to-bayesian-statistics-using-python)

Il y a 2 bols contenant des cookies. Bol 1 = 10 chocolat + 30 vanille, Bol 2 = 20 chocolat + 20 vanille Fred prend un bol au hasard et un cookie au hasard. Le cookie est à la vanille. Quelle est la probabilité que Fred ait pris le cookie dans le bol 1?

H: hypothèse que le cookie vienne du bol 1

D : le cookie est à la vanille

$$p(H|D) = p(H) p(D|H) / p(D)$$

p(H) = $\frac{1}{2}$ (1 chance sur 2 d'avoir pris le bol 1) p(D|H) = $\frac{3}{4}$ (si le cookie vient bien du bol 1, Fred avait 3 chances sur 4 d'avoir un cookie à la vanille)



(en 1 diapo, en fait 2)

Exemple (An introduction to Bayesian Statistics using Python https://www.slideshare.net/freshdatabos/an-introduction-to-bayesian-statistics-using-python)

Il y a 2 bols contenant des cookies. Bol 1 = 10 chocolat + 30 vanille, Bol 2 = 20 chocolat + 20 vanille Fred prend un bol au hasard et un cookie au hasard. Le cookie est à la vanille. Quelle est la probabilité que Fred ait pris le cookie dans le bol 1?

H: hypothèse que le cookie vienne du bol 1

D : le cookie est à la vanille

$$p(H|D) = p(H) p(D|H) / p(D)$$

p(H) = $\frac{1}{2}$ (1 chance sur 2 d'avoir pris le bol 1) p(D|H) = $\frac{3}{4}$ (si le cookie vient bien du bol 1, Fred avait 3 chances sur 4 d'avoir un cookie à la vanille) p(D) = $\frac{5}{4}$ (il y a 50 cookies à la vanille sur un total de 80 cookies)



(en 1 diapo, en fait 2)

Exemple (An introduction to Bayesian Statistics using Python https://www.slideshare.net/freshdatabos/an-introduction-to-bayesian-statistics-using-python)

Il y a 2 bols contenant des cookies. Bol 1 = 10 chocolat + 30 vanille, Bol 2 = 20 chocolat + 20 vanille Fred prend un bol au hasard et un cookie au hasard. Le cookie est à la vanille. Quelle est la probabilité que Fred ait pris le cookie dans le bol 1?

H: hypothèse que le cookie vienne du bol 1

D : le cookie est à la vanille

$$p(H|D) = p(H) p(D|H) / p(D)$$

p(H) = $\frac{1}{2}$ (1 chance sur 2 d'avoir pris le bol 1) p(D|H) = $\frac{3}{4}$ (si le cookie vient bien du bol 1, Fred avait 3 chances sur 4 d'avoir un cookie à la vanille) p(D) = $\frac{5}{4}$ (il y a 50 cookies à la vanille sur un total de 80 cookies)

$$p(H | D) = %$$



(en 1 diapo, en fait 2)

Exemple (An introduction to Bayesian Statistics using Python https://www.slideshare.net/freshdatabos/an-introduction-to-bayesian-statistics-using-python)

Il y a 2 bols contenant des cookies. Bol 1 = 10 chocolat + 30 vanille, Bol 2 = 20 chocolat + 20 vanille Fred prend un bol au hasard et un cookie au hasard. Le cookie est à la vanille. Quelle est la probabilité que Fred ait pris le cookie dans le bol 1?

H: hypothèse que le cookie vienne du bol 1

D : le cookie est à la vanille

$$p(H \mid D) = p(H) p(D \mid H) / p(D)$$

A prior = 50%

A posteriori = 60%

on a augmenté notre degré de confiance en notre hypothèse

 $p(H) = \frac{1}{2} (1 \text{ chance sur } 2 \text{ d'avoir pris le bol } 1)$

 $p(D|H) = \frac{3}{4}$ (si le cookie vient bien du bol 1, Fred avait 3 chances sur 4 d'avoir un cookie à la vanille)

p(D) = % (il y a 50 cookies à la vanille sur un total de 80 cookies)

$$p(H | D) = \frac{3}{5}$$

RJags

- JAGS Just Another Gibbs Sampler (Martyn Plummer et al.), clone de BUGS (Bayesian analysis Using Gibbs Sampling), similar to OpenBUGS or WinBUGs
- Avantage: interface R, plus simple que BUGS, fonctionne bien sur Ubuntu, beaucoup de tutoriels disponible
- Pré-requis : installation de R, installation de JAGS (http://mcmc-jags.sourceforge.net/) et des packages coda, rjags, R2jags
- JAGS existe depuis Décembre 2002, rjags depuis Mai 2008
 Version JAGS 4.3 (Juillet 2017), rjags 4.7 (Octobre 2018)

Principe du language JAGS

- 1) Définir un modèle en langage BUGS
- 2) Lire ce modèle et créer un objet 'jags' dans R
- Faire tourner ce modèle (burn-in, itérations)
- 4) Extraire les échantillons de ce modèle comme distribution a posteriori

- 1) Jeu de données
- 2) Écriture modèle (2 façons : rjags ou R2jags)

```
########## rjags ######
model riags <- " model {
               # Likelihood
                for (i in 1:N) {
                   temp[i] ~ dnorm(mu[i] , tau)
                   mu[i] <- a + b*alt[i] # linear regression expression
               a ~ dnorm(0, 0.0001) # intercept
               b ~ dnorm(0, 0.0001) #slope
               sigma ~ dunif(0, 100) #standard deviation
                                                         ######## R2jags ######
               tau <- 1 / (sigma * sigma) #precision
                                                         model r2jags <- function() {
                                                                          # Likelihood
                                                                          for (i in 1:N) {
                                                                              temp[i] ~ dnorm(mu[i] , tau)
                                                                              mu[i] <- a + b*alt[i] # linear regression expression
                                                                          # Priors
                                                                          a \sim dnorm(0, 0.0001) # intercept
                                                                          b \sim dnorm(0, 0.0001) # slope
                                                                          sigma ~ dunif(0, 100) # standard deviation
                                                                          tau <- 1 / (sigma * sigma) # precision
```

```
Altitude [m]
```

```
> ebullition
       alt
                temp
  2463.145 90.27778
  2463.145
           90.16667
  2021.200
            92.16667
  1947.085 92.44444
  1815.325 93.00000
  1760.425 93.27778
  1612.195 93.83333
  1584.745 93.94444
  1576.510 94.11111
10 1579.255 94.05556
11 1269.070 95.33333
   876.535 95.88889
   349.495 98.61111
   549.880 98.11111
   198,520 99,27778
   -32,060 99,94444
   -81.470 100.11111
```

Option template.jags()

```
model_lm<-lm(temp~alt)
template.jags(model_lm,ebullition)</pre>
```

Écriture d'un fichier texte contenant modèle voulu en langage JAGS

```
#### JAGS model file written by runjags version 2.0.4-2 on 2019-02-13 09:55:24
### Model template as follows - ensure this is syntactically correct before running the model!
model{
# In the BUGS/JAGS language we must use an explicit for loop:
for(i in 1:N){
   # These lines describe the response distribution and linear model terms:
   temp[i] ~ dnorm(regression fitted[i], regression precision)
   regression residual[i] <- temp[i] - regression fitted[i]
   regression fitted[i] <- intercept + alt coefficient * alt[i]
# These lines give the prior distributions for the parameters to be estimated:
regression precision ~ dgamma(0.001, 0.001)
intercept ~ dnorm(0, 10^-6)
alt coefficient ~ dnorm(0, 10^-6)
resid.sum.sg <- sum(regression residual^2)
```

3) Initialisation des priors (non obligatoire) et des paramètres d'intérêt

```
init_values <- function(){ list(a = rnorm(1,0,1), b = rnorm(1,0,1), sigma = runif(1,0,3)) }
# not compulsory to initialise parameters, JAGS can do it automatically
params <- c("a", "b", "sigma")
# list of parameters of interest</pre>
```

4) Run modèle (R2jags)

```
fit_model_r2jags <- jags(    data = list('alt' = ebullition$alt,'temp' = ebullition$temp,'N' = nrow(ebullition)),
    inits = init_values,
        parameters.to.save = params,
        model.file = model_r2jags,
        n.chains = 4, # number of Markov chains
        n.iter = 10000, # number of iteration per chain
        n.burnin = 1000, # number of iteration to discard at
        n.thin = 10) # thinning rate, if 10: return 1 every

fit model r2jags<-autojags(fit model r2jags) # function to automatically update model until it converges</pre>
```

> fit model r2jags

Résultats

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2467 on 15 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.9944, Adjusted R-squared: 0.9941 F-statistic: 2677 on 1 and 15 DF, p-value: < 0.000000000000000022

alt

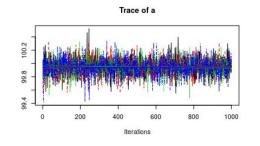
```
n.sims = 3600 iterations saved
                                        mu.vect sd.vect 2.5%
                                                                             75% 97.5% Rhat n.eff
                                                 0.125 99.697 99.864 99.943 100.023 100.193 1.001 3600
                                         -0.004
                                                 0.000 -0.004 -0.004 -0.004 -0.004 -0.004 1.000
                                sigma
                                          0.270
                                                 0.054 0.185 0.231 0.263
                                                                           0.299
                                                                                  0.394 1.001 3500
                                deviance 1.982 2.805 -1.236 -0.039 1.333 3.239
                                                                                  9.391 1.003 1400
                                For each parameter, n.eff is a crude measure of effective sample size,
 summary(model lm)
                                and Rhat is the potential scale reduction factor (at convergence, Rhat=1).
Call:
lm(formula = temp ~ alt)
                                DIC info (using the rule, pD = var(deviance)/2)
                                DD = 3.9 and DIC = 5.9
Residuals:
                                DIC is an estimate of expected predictive error (lower deviance is better).
  Min
         10 Median
-0.6816 -0.1232 0.0429 0.1094 0.2833
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value
```

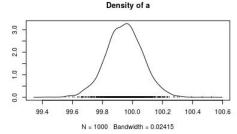
Inference for Bugs model at "/tmp/Rtmpk2FEeh/model13c21f9581ce.txt", fit using jags,

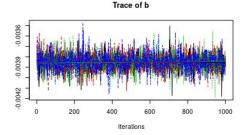
4 chains, each with 10000 iterations (first 1000 discarded), n.thin = 10

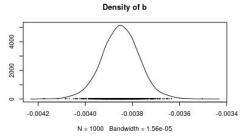
5) MCMC simulations

lm_mcmc_r2jags<- as.mcmc(fit_model_r2jags)
plot(lm_mcmc_r2jags)</pre>









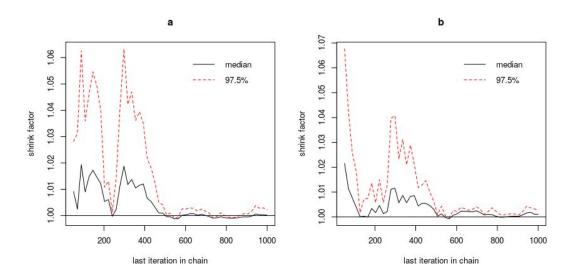
Trace : trajectoire des chaînes

MCMC au cours des itérations

Distributions de a et b sont

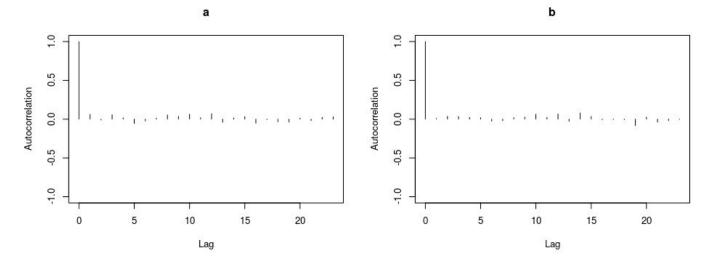
Normales (comme attendu)

- 6) Diagnostiques
 - Gelman : convergence gelman.diag(), gelman.plot()



6) Diagnostiques

 Autocorrelation: paramétrisation, corrélation entre échantillons, temps jusqu'à convergence autocorr.diag(), autocorr.plot()



6) Diagnostiques

 Taille effective d'échantillon : taille d'échantillon ajustée pour l'autocorrélation effectiveSize()

а	b	deviance	sigma
3616.107	3600.000	3600.000	3299.465

Taille d'échantillon = n.chains * (n.iter+(update)-n.burnin) / n.thin = 4 * (10000-1000) / 10 = 3600

Plus de possibilitées

Panel de distributions

- Modèles mixtes, hiérarchiques et plus complexes

- Prendre en compte des priors informatifs

De nombreux exemples sur GitHub Andrew Parnell (https://github.com/andrewcparnell/jags examples)

Merci !

```
model_code =
     model_code = 1
                                  mode1
                                     # Likelihood
                                        y[t] ~ dbeta(a[t], b[t])
     model {
                                      for (t in 1:T) {
      # Likelihood:
                                         a[t] <- mu[t] * phi
                                          logit(mu[t]) < alpha + beta * x[t]
                                          b[t] <- (1 - mu[t]) * phi
     for(i in 1:N) {
      y[i] ~ dnorm(mu[i] , 1/sigma_i
      mu[i] <- mu_clust[clust[i]]</pre>
      clust[i] ~ dcat(lambda_clust[1:Nc
                                            alpha - dnorm(0, 10^-2)
                                            # Priors
                                             beta ~ dnorm(0, 10^-2)
   # Prior:
  sigma_inv ~ dgamma( 0.01 ,0.01)
                                              phi - dunif(0, 10)
 mu_clust[1] ~ dnorm(0, 10)
 mu_clust[2] ~ dnorm(5, 10)
lambda_clust[1:Nclust] ~ ddirch(ones)
                                                 odel code = '
                                                nodel
                                                  # Likelihood
                                                  for (i in 1:T) {
                                                   mu[i] = exp(beta_1 * x_1[ ]
                                                   t[i] ~ dexp(mu[i] * lambr ,
```

Priors

lambda 0 ~ dgamma(1, 1)

```
model code = '
                                                                   model
                                                                      # Likelihood
                                                                      for (i in 1:T) {
                                 model_code = '
                                                                        y[i] ~ dpois(p[i])
                                 mode1
                                                                        log(p[i]) <- alpha + beta_1 * x_1[i] + beta_2 * x_2[i]
                                                                     # Priors
                                   # Likelihood
                                                                      alpha \sim dnorm(0.0, 0.01)
                                  for (i in 1:N) {
                                                                      beta 1 ~ dnorm(0.0, 0.01)
                                                                     beta_2 \sim dnorm(0.0, 0.01)
                                    y[i] ~ dnorm(alpha
                                                                            model_code =
                                                                             model
                                        ors
                                                                              # Likelihood
                                                                              for (i in 1:N) {
                               alpha ~ dnorm(0, 100^-2)
                                                                                y[i] ~ dnorm(mu_g[Z[i]], sigma^-2)
                              for (j in 1:M) {
                                                                                Z[i] ~ dcat(pi[i, 1:G])
                                 b[j] \sim dnorm(0, sigma_b^{-2})
                                                                                for (g in 1:G) {
                                                                                  exp_theta[i, g] <- exp(theta[i, g])
                                                                                  pi[i, g] \leftarrow exp(theta[i, g]) / sum(exp_theta[i, 1:G])
                                                                                  theta[i, g] \sim dnorm(0, 6^-2)
                             sigma ~ dt(0, 10^{-2}, 1)T(0,)
                            sigma_b ~ dt(0, 10^{-2}, 1)T(0,)
                                                                                sigma ~ dt(0, 10^-2, 1)T(0,)
                                                                                for (g in 1:G) {
                                                                                 mu_g_raw[g] ~ dnorm(0, 100^-2)
                                                                                # Make sure these are in order to avoid label switching
                                                                                mu_g <- sort(mu_g_raw[1:G])
beta_1 ~ dnorm(0.0, 0.01)
beta 2 ~ dnorm(0.0, 0.01)
```

4) Run modéle (rjags)

```
fit model rjags <- jags.model( textConnection(model rjags), # or link to text file containing model
                            data = list('alt' = ebullition$alt,'temp' = ebullition$temp,'N' = nrow(ebullition)),
                            inits=init values.
                            n.chains = 4.
                            n.adapt = 1000) # retuning/adaptation of parameters using x samples from posterior
update(fit model rjags , 1000) # burn-in period
samps.jags <- jags.samples(fit model rjags,</pre>
             params,
             n.iter = 10000.
             thin = 10)
samps.coda <- coda.samples(fit model rjags,</pre>
             params,
             n.iter = 10000,
             thin = 10)
```