MCMC en pratique

# Logiciels MCMC

- BUGS: Bayesian inference Using Gibbs Sampling 1989 MRC BSU Université de Cambridge (UK)
  - ⇒ logiciel flexible pour l'analyse bayésienne de modèles statistiques complexes à l'aide d'algorithmes MCMC
    - <u>WinBUGS</u>: A clic-bouton + Windows only + développement arrêté https://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/software/bugs/the-bugs-project-winbugs/
    - OpenBUGS: A clic-bouton + Windows only + Linux partiel
       https://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/software/bugs/openbugs/
    - JAGS: ⊕ ligne de commande interfacé avec ℝ
       http://mcmc-jags.sourceforge.net/
- STAN http://mc-stan.org/

## rjags

Le logiciel JAGS est moderne et performant :

- s'appuie sur le langage BUGS pour spécifier un modèle bayésien
- interfacé avec q grâce au package rjags
- analyse des résultats dans 😱 grâce aux packages
  - o coda
  - HDInterval

# Convergence de Markov

Dans l'analyse bayésienne, ont utilise les algorithmes MCMC pour générer un échantillon de Monte-Carlo de la loi *a posteriori*.

⇒ nécessite d'avoir atteint la **convergence** de la **chaîne de Markov** vers sa loi stationnaire (la loi *a posteriori*).

# Convergence de Markov

Dans l'analyse bayésienne, ont utilise les algorithmes MCMC pour générer un échantillon de Monte-Carlo de la loi *a posteriori*.

⇒ nécessite d'avoir atteint la **convergence** de la **chaîne de Markov** vers sa loi stationnaire (la loi *a posteriori*).

Aucune garantie sur la convergence en temps fini

⇒ étudier la convergence effective à chaque analyse

# Convergence de Markov

Dans l'analyse bayésienne, ont utilise les algorithmes MCMC pour générer un **échantillon de Monte-Carlo** de la loi *a posteriori*.

⇒ nécessite d'avoir atteint la **convergence** de la **chaîne de Markov** vers sa loi stationnaire (la loi *a posteriori*).

Aucune garantie sur la convergence en temps fini

⇒ étudier la convergence effective à chaque analyse

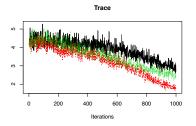
- ♀ Initialisation de plusieurs chaînes de Markov à partir de valeurs différentes
- ⇒ Si la convergence est atteinte, alors ces chaînes doivent se confondre

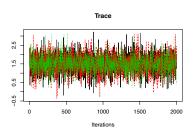
# Diagnostiques graphiques

- Trace
- Densité a posteriori
- Quantiles courants (running quantiles)
- Auto-corrélation
- Diagramme de Gelman-Rubin

### Trace

#### coda::traceplot()

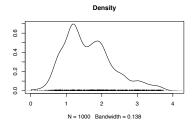


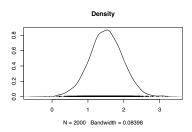


- Les chaines doivent se superposer et se confondre
- ⊗ / n.iter et/ou / phase de chauffe (burn-in)

### Densité

### coda::densplot()

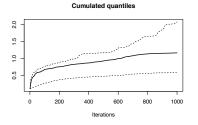


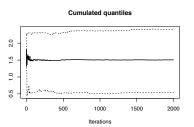


- Les densités doivent être bien lisses et uni-modales
- / n.iter et/ou / phase de chauffe (burn-in)

## Quantiles courants

### coda::cumuplot()





- e Les quantiles cumulés doivent être stables au cours des itérations
- / n.iter et/ou / phase de chauffe (burn-in)

# Statistique de Gelman-Rubin

- variation entre les différentes chaînes
- variation à l'intérieur d'une même chaîne

Si l'algorithme a bien convergé, la variation inter-chaîne doit être proche de zéro

$$\theta_{[c]} = (\theta_{[c]}^{(1)}, \dots, \theta_{[c]}^{(N)})$$
 le  $N$ -échantillon de la chaîne  $c = 1, \dots, C$ 

La statistique de Gelman-Rubin : 
$$R = \frac{\frac{N-1}{N}W + \frac{1}{N}B}{W}$$

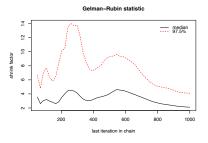
- variance inter-chaînes :  $B = \frac{N}{C-1} \sum_{c=1}^{C} (\bar{\theta}_{[C]} \bar{\theta}_{.})^2$
- moyenne par chaîne :  $\bar{\theta}_{[c]} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N} \theta_{[c]}^{(t)}$
- moyenne globale :  $\bar{\theta} \cdot = \frac{1}{C} \sum_{c=1}^{C} \bar{\theta}_{[C]}$
- variance intra-chaîne :  $W = \sum_{c=1}^{C} s_{[c]}^2$ , avec  $s_{[c]}^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^{N} (\theta_{[c]}^{(t)} \bar{\theta}_{[C]})^2$

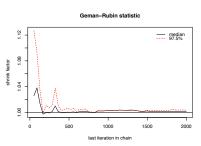
$$N \to +\infty \& B \to 0 \Rightarrow R \to 1$$

D'autres statistiques existent...

## Diagramme de Gelman-Rubin

#### coda::gelman.plot()





- ⊖ La médiane de la statistique de Gelman-Rubin doit se maintenir sous le seuil de 1,01 (voire 1,05)
- ⊗ / n.iter et/ou / phase de chauffe (burn-in)

## Taille d'échantillon effective

Propriété de Markov ⇒ **auto-corrélation** entre les valeurs générées à la suite les unes des autres (échantillonnage dépendant) :

- diminue la quantité d'information disponible
- ralentit la convergence de la loi des grands nombres

**Taille d'échantillon effective** (effective sample size) quantifie cela :

$$ESS = \frac{N}{1 + 2\sum_{k=1}^{+\infty} \rho(k)}$$

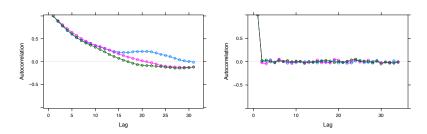
où  $\rho(k)$  désigne l'auto-corrélation avec *lag* de rang k.

Espacer les échantillonnages conservés (e.g. toutes les 2, 5, ou 10 itérations)

⇒ diminue la dépendance au sein de l'échantillon de Monte-Carlo généré

### Auto-corrélation

#### coda::acfplot()



- es auto-corrélations doivent décroitre rapidement pour osciller autour de zéro
- ⊗ / thin et/ou / n.iter et/ou / phase de chauffe (burn-in)

### Erreur de Monte-Carlo

Pour un paramètre donnée, quantifie l'erreur introduite par la méthode de Monte-Carlo

- Cette erreur doit être la même d'une chaîne à l'autre
- Plus le nombre d'itérations N est grand, plus cette erreur de Monte-Carlo sera faible

### Estimation

Grâce à un algorithme MCMC, on est capable d'obtenir un échantillon de Monte-Carlo de la loi a posteriori pour un modèle bayésien

On peut donc utiliser la méthode de Monte-Carlo pour obtenir des estimations a posteriori :

- Estimation ponctuelle (moyenne a posteriori, médiane a posteriori, ...)
- Intervalle de crédibilité (le plus étroit : Highest Density Interval HDI via le package R HDInterval)
- Correlations croisées entre les paramètres



## Deviance Information Criterion (DIC)

La déviance s'écrit comme :  $D(\theta) = -2\log(p(\theta|\mathbf{y})) + C$  où C est une constante.

#### Le **Deviance Information Criterion** est alors :

$$DIC = \overline{D(\theta)} + p_D$$

où  $p_D = \left(D(\overline{\theta}) - \overline{D(\theta)}\right)$  représente une pénalité pour le nombre effectif de paramètres

⇒ Le *DIC* permet de comparer différents modèles sur les mêmes données plus le *DIC* est bas, meilleur est le modèle!

[M Plummer, Penalized loss functions for Bayesian model comparison, Biostatistics, 2008]