

Introduction à la modélisation statistique bayésienne

Un cours en R, Stan, et brms

Ladislas Nalborczyk (LPC, LNC, CNRS, Aix-Marseille Univ)

Planning

Cours n°01 : Introduction à l'inférence bayésienne

Cours n°02 : Modèle Beta-Binomial

Cours n°03 : Introduction à brms, modèle de régression linéaire

Cours n°04 : Modèle de régression linéaire (suite)

Cours n°05 : Markov Chain Monte Carlo

Cours n°06 : Modèle linéaire généralisé

Cours n°07 : Comparaison de modèles

Cours n°08 : Modèles multi-niveaux

Cours n°09 : Modèles multi-niveaux généralisés

Cours n°10 : Data Hackathon



Rappels de notation

La notation $p(y | \theta)$ peut faire référence à deux choses selon le contexte : la fonction de vraisemblance et le modèle d'observation. De plus, on trouve de nombreuses notations ambiguës en statistique. Essayons de clarifier ci-dessous.

- $\Pr(Y = y | \Theta = \theta)$ désigne une **probabilité** (e.g., `dbinom(x = 2, size = 10, prob = 0.5)`).
- $p(Y = y | \Theta = \theta)$ désigne une **densité** de probabilité (e.g., `dbeta(x = 0.4, shape1 = 2, shape2 = 3)`).
- $p(Y = y | \Theta)$ désigne une fonction de vraisemblance (likelihood) discrète ou continue, y est connu/fixé, Θ est une variable aléatoire, la somme (ou l'intégrale) de cette distribution **n'est pas égale à 1** (e.g., `dbinom(x = 2, size = 10, prob = seq(0, 1, 0.1))`).
- $p(Y | \Theta = \theta)$ désigne une fonction de masse (ou densité) de probabilité (dont la somme ou l'intégrale est égale à 1), qu'on appelle aussi "modèle d'observation" (observation model) ou "distribution d'échantillonnage" (sampling distribution), Y est une variable aléatoire, θ est connu/fixé (e.g., `dbinom(x = 0:10, size = 10, prob = 0.5)`)

Le but de l'analyse bayésienne (i.e., ce qu'on obtient à la fin d'une telle analyse) est la distribution postérieure $p(\theta | y)$. On peut la résumer pour faciliter la communication des résultats, mais toute l'information souhaitée est contenue dans **la distribution toute entière** (pas seulement sa moyenne, son mode, ou autre).



Rappels : prior predictive checking

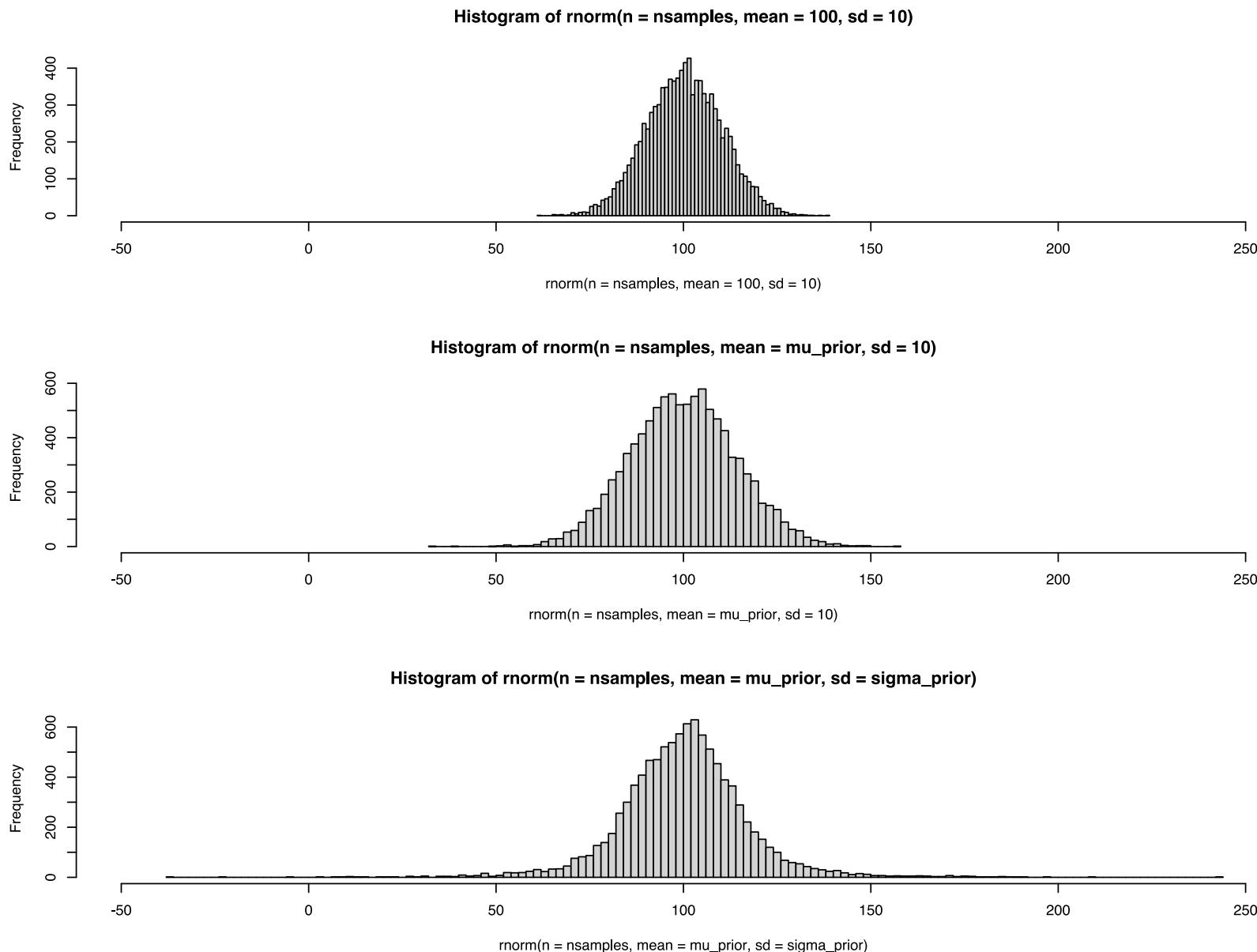
```

1 ######
2 # Assume a model with a Normal likelihood function: y ~ Normal(mu, sigma) #
3 # A Normal prior on the mean: mu ~ Normal(100, 10) #
4 # And an Exponential prior on the standard deviation: sigma ~ Exponential(0.1) #
5 #####
6
7 # simulating data from a normal distribution without (epistemic) uncertainty
8 rnorm(n = 1e4, mean = 100, sd = 10) |> hist(breaks = "FD")
9
10 # drawing 10.000 samples from the normal prior for mu (i.e., p(mu))
11 # what we know about mu before seeing the data
12 mu_prior <- rnorm(n = 1e4, mean = 100, sd = 10)
13
14 # simulating data from a normal distribution with uncertainty on mu
15 rnorm(n = 1e4, mean = mu_prior, sd = 10) |> hist(breaks = "FD")
16
17 # drawing 10.000 samples from the exponential prior for sigma (i.e., p(sigma))
18 # what we know about sigma before seeing the data
19 sigma_prior <- rexp(n = 1e4, rate = 0.1)
20
21 # simulating data from a normal distribution with uncertainty on both mu and sigma
22 # what we (the model) assume(s) about y according to our priors for mu and sigma
23 rnorm(n = 1e4, mean = mu_prior, sd = sigma_prior) |> hist(breaks = "FD")

```



Rappels : prior predictive checking



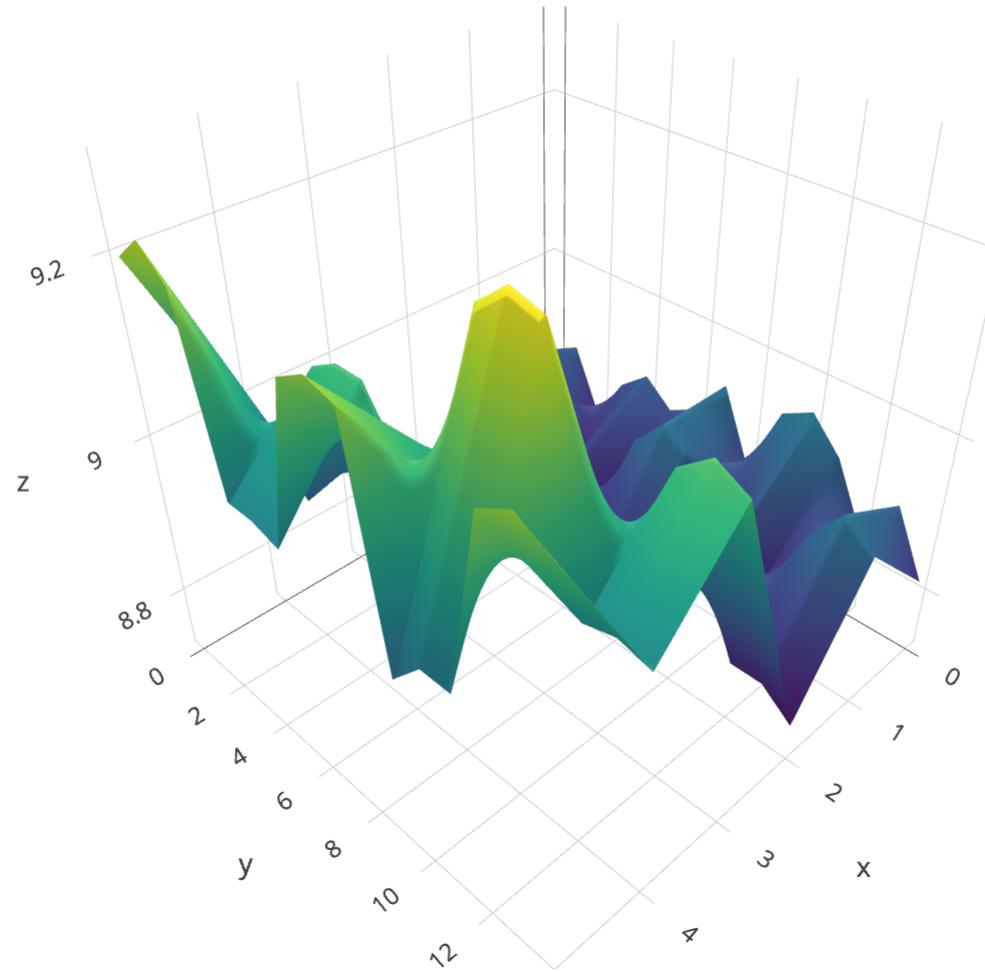
Le problème avec la distribution postérieure

$$p(\mu, \sigma | h) = \frac{\prod_i \text{Normal}(h_i | \mu, \sigma) \text{Normal}(\mu | 178, 20) \text{Uniform}(\sigma | 0, 50)}{\int \int \prod_i \text{Normal}(h_i | \mu, \sigma) \text{Normal}(\mu | 178, 20) \text{Uniform}(\sigma | 0, 50) d\mu d\sigma}$$

Petit problème : $p(\text{data})$ s'obtient en calculant la somme (pour des variables discrètes) ou l'intégrale (pour des variables continues) de la densité conjointe $p(\text{data}, \theta)$ sur toutes les valeurs possibles de θ . Cela se complique lorsque le modèle comprend plusieurs paramètres.



Le problème avec la distribution postérieure



Rappels Cours n°02

Trois méthodes pour résoudre (contourner) ce problème :

- La distribution a priori est un **prior conjugué** de la fonction de vraisemblance (e.g., modèle Beta-Binomial). Dans ce cas, il existe une solution analytique (i.e., qu'on peut calculer de manière exacte) pour la distribution postérieure.
- Autrement, pour des modèles simples, on peut utiliser la méthode par grille. On calcule la valeur exacte de la probabilité postérieure en un nombre fini de points dans l'espace des paramètres.
- Pour les modèles plus complexes, explorer tout l'espace des paramètres n'est pas tractable. On va plutôt échantillonner **intelligemment** un grand nombre de points dans l'espace des paramètres.



Objectifs du cours

- Présenter le principe de base de l'échantillonnage : Markov Chain Monte Carlo
- Présenter deux algorithmes (Metropolis-Hastings et HMC)
- Montrer les forces mais aussi les faiblesses de ces méthodes
- Donner des outils de contrôle sur ces méthodes
- Appliquer ces méthodes à un cas simple



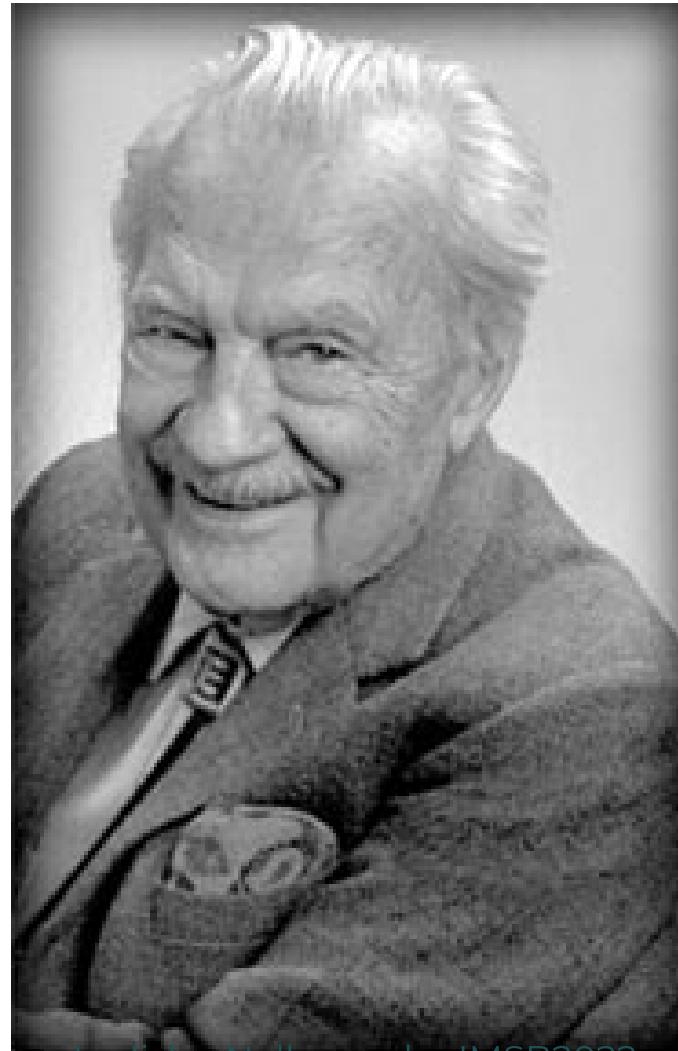
Markov Chain Monte Carlo

- Markov chain **Monte Carlo**
 - Échantillonnage aléatoire
 - Le résultat est un ensemble de valeurs du paramètre
- Markov **chain** Monte Carlo
 - Les valeurs sont générées sous forme de séquences (liaison de dépendance)
 - Indice temporel pour identifier la place dans la chaîne
 - Le résultat est de la forme : $\theta^1, \theta^2, \theta^3, \dots, \theta^t$
- **Markov** chain Monte Carlo
 - La valeur de paramètre générée ne dépend que de la valeur du paramètre précédent
$$\Pr(\theta^{t+1} | \theta^t, \theta^{t-1}, \dots, \theta^1) = \Pr(\theta^{t+1} | \theta^t)$$



Méthodes Monte Carlo

Le terme de **méthode de Monte-Carlo** désigne une famille d'algorithmes visant à calculer (ou approcher) une valeur numérique en utilisant des procédés aléatoires, c'est-à-dire des techniques probabilistes. Cette méthode a été formalisée en 1947 par Nicholas Metropolis, et publiée pour la première fois en 1949 dans un article co-écrit avec Stanislaw Ulam.

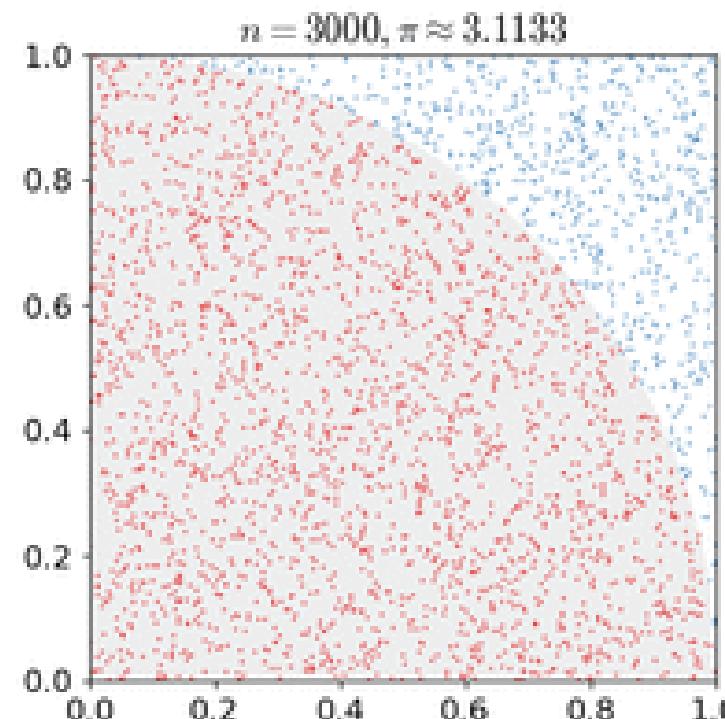


Ladislas Nałborczyk - IMSB2022



Méthodes Monte Carlo : Estimation de π

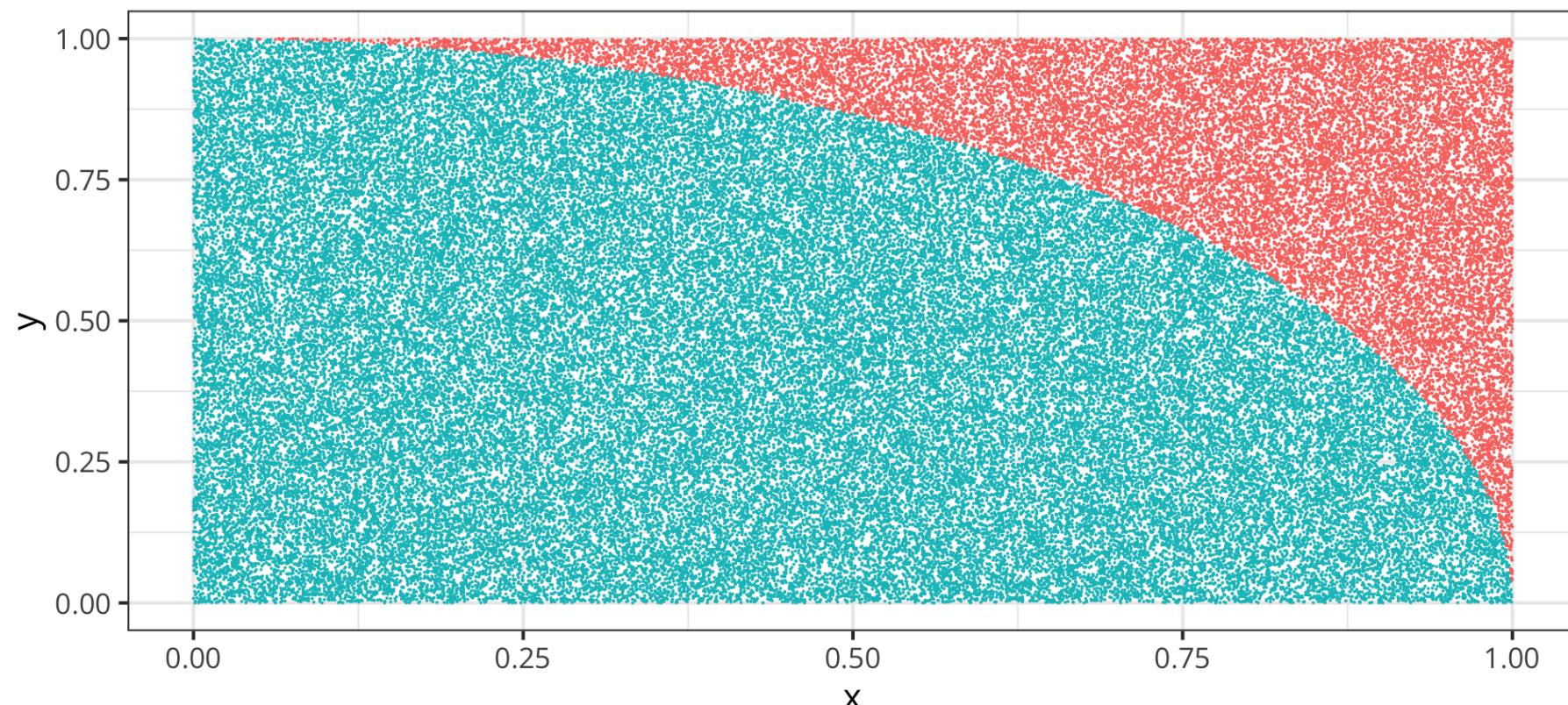
Soit un point M de coordonnées (x, y) , où $0 < x < 1$ et $0 < y < 1$. On tire aléatoirement les valeurs de x et y entre 0 et 1 suivant une loi uniforme. Le point M appartient au disque de centre $(0, 0)$ de rayon $r = 1$ si et seulement si $\sqrt{x^2 + y^2} \leq 1$. La probabilité que le point M appartienne au disque est $\pi/4$ puisque le quart de disque est de surface $\sigma = \pi r^2/4 = \pi/4$, et le carré qui le contient est de surface $s = 4r^2/4 = r^2 = 1$. Si la loi de probabilité du tirage de point est uniforme, la probabilité de tomber dans le quart de disque vaut $\sigma/s = \pi/4$. En faisant le rapport du nombre de points dans le disque au nombre de tirages $\frac{N_{\text{inner}}}{N_{\text{total}}}$, on obtient donc une approximation de $\pi/4$.



Méthodes Monte Carlo : Estimation de π

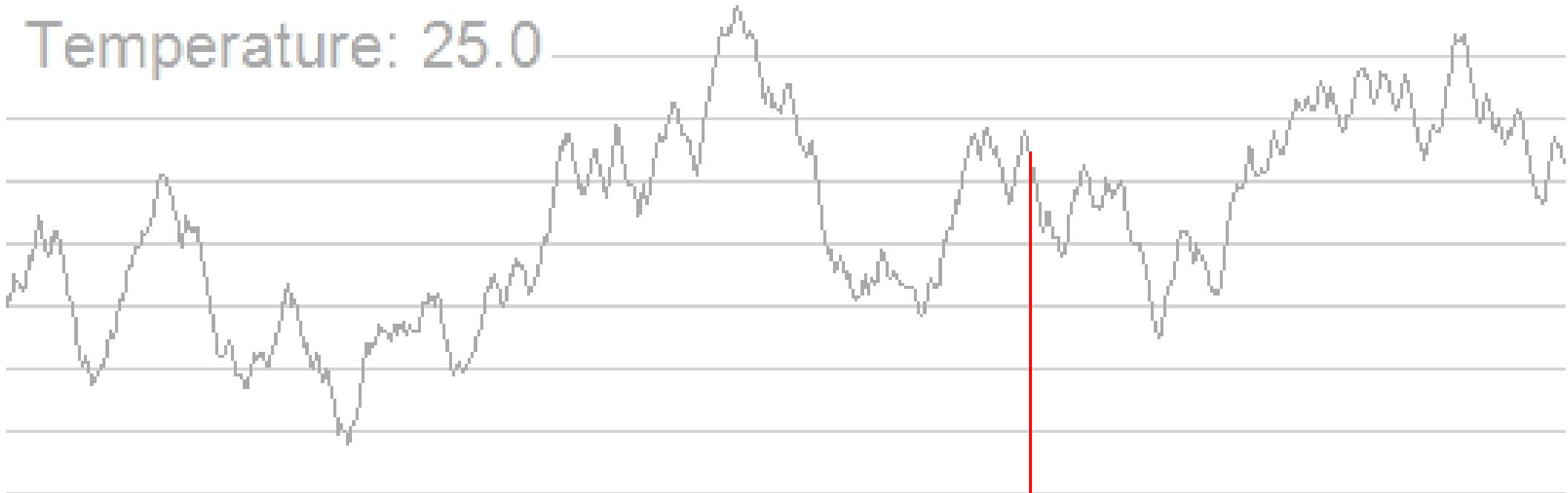
```
1 trials <- 1e5 # nombre d'échantillons
2 radius <- 1 # rayon du cercle
3 x <- runif(n = trials, min = 0, max = radius) # tirages pour x
4 y <- runif(n = trials, min = 0, max = radius) # tirages pour y
5 distance <- sqrt(x^2 + y^2) # distance à l'origine
6 inside <- distance < radius # à l'intérieur (ou pas) du quart de cercle ?
7 pi_estimate <- 4 * sum(inside) / trials # estimation de pi
```

1e+05 Trials, Estimate = 3.13136



Méthodes Monte Carlo

Autre exemple : déterminer la superficie d'un lac ou encore déterminer le maximum d'une fonction (optimisation) via **simulated annealing** ou **recuit simulé** ([Wikipedia](#)).



Méthodes Monte Carlo

Monte Carlo désigne une famille d'algorithmes qui ont pour but d'approcher des valeurs numériques à partir de procédés aléatoires. Pourrait-on s'en servir pour obtenir une approximation de la distribution postérieure ?

On connaît les priors $p(\theta_1)$ et $p(\theta_2)$

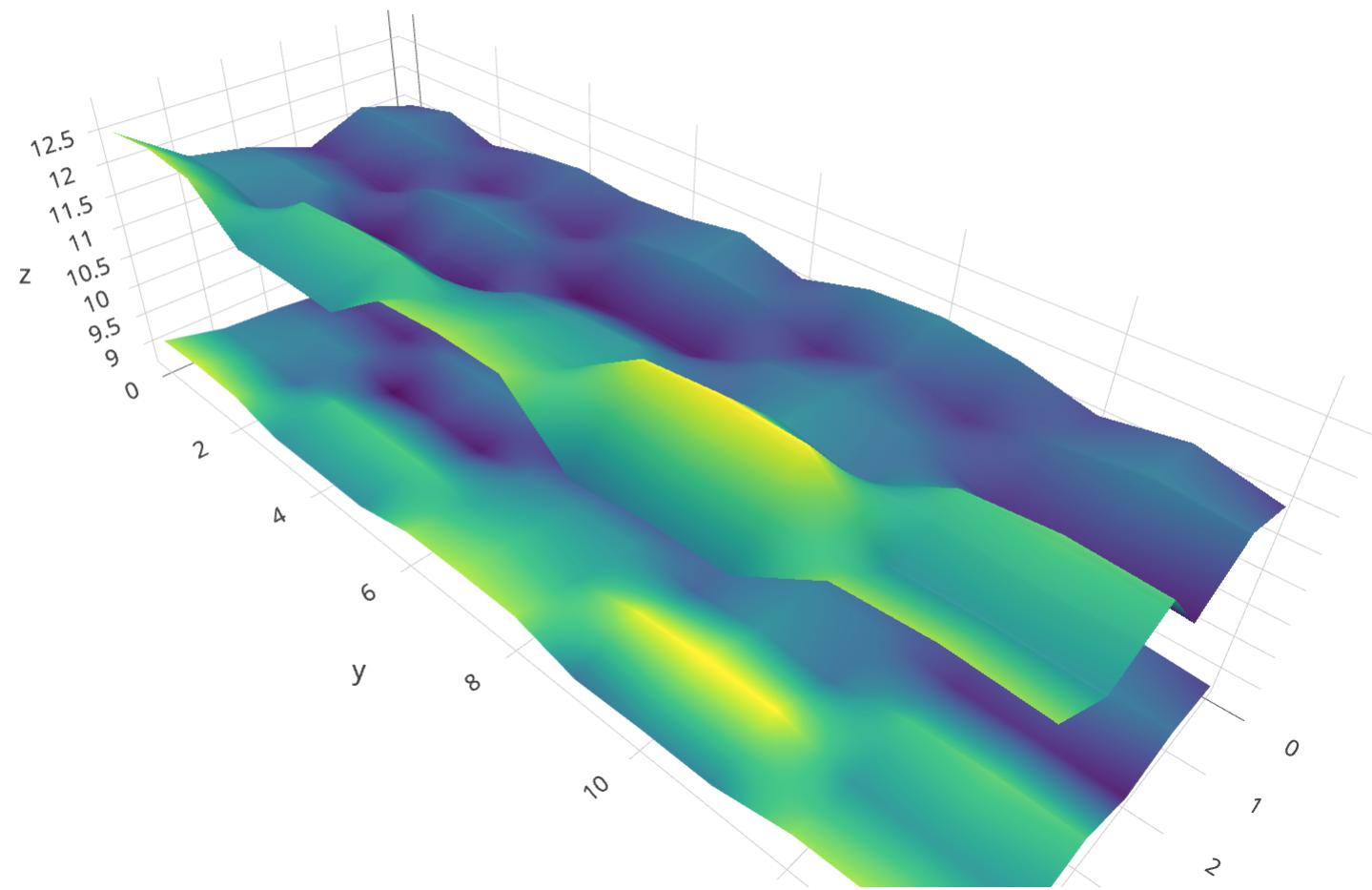
On connaît la fonction de vraisemblance $p(\text{data} \mid \theta_1, \theta_2)$

Mais on ne sait pas calculer la distribution postérieure... $p(\theta_1, \theta_2 \mid \text{data}) = \frac{p(\text{data} \mid \theta_1, \theta_2)p(\theta_1)p(\theta_2)}{p(\text{data})}$

Ou plutôt, on ne sait pas calculer $p(\text{data})$... ! Mais on sait calculer la distribution postérieure à une constante près. Or, comme $p(\text{data})$ est une constante, elle ne change pas la forme de la distribution postérieure... ! On va donc explorer l'espace des paramètres et produire des échantillons proportionnellement à leur (densité de) probabilité relative.

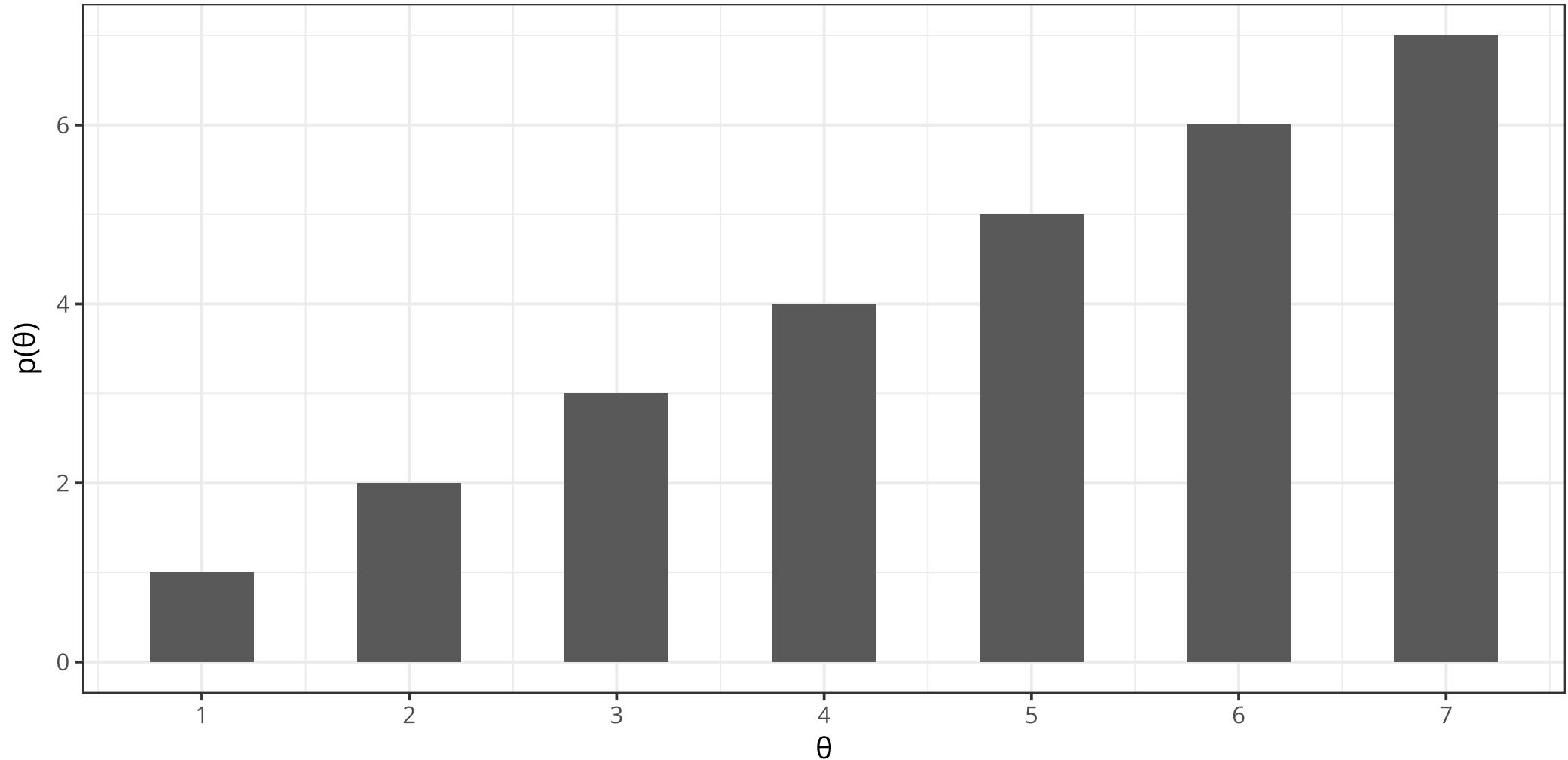


Influence de la constante de normalisation



Méthodes Monte Carlo : Exemple

Considérons un exemple simple : Soit un paramètre θ avec 7 valeurs possibles et la fonction de répartition suivante, où $p(\theta) = \theta$.



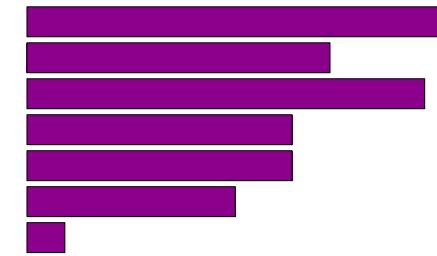
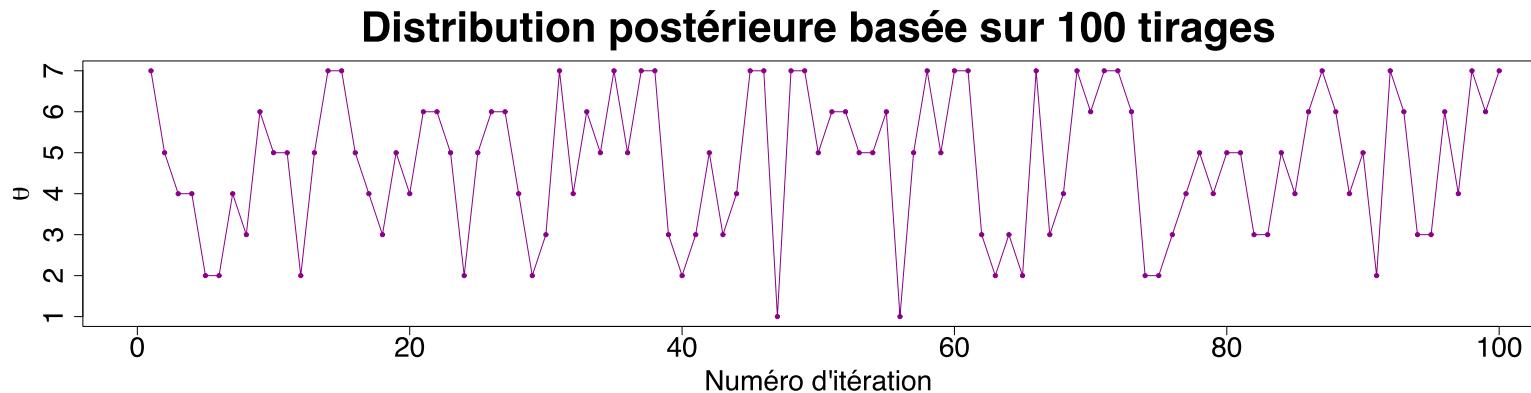
Méthodes Monte Carlo : Exemple

Approximation de cette distribution par tirage aléatoire : Cela revient à tirer aléatoirement un grand nombre de points “au hasard” parmi ces 28 cases (comme pour le calcul de π) !



Méthodes Monte Carlo : Exemple

```
1 niter <- 100 # nombre d'itérations
2 theta <- 1:7 # valeurs possibles de theta
3 ptheta <- theta # densité de probabilité de theta
4 samples <- sample(x = theta, prob = ptheta, size = niter, replace = TRUE) # échantillons
```



- La distribution des échantillons obtenus converge vers la “vraie” distribution.
- Mais, cela nécessite généralement beaucoup d’échantillons...
- Aucun contrôle sur la vitesse de convergence...
- Et si on abandonnait l’échantillonnage indépendant ?



Algorithme Metropolis

Cet algorithme a été présenté pour la première fois en 1953 par Nicholas Metropolis, Arianna W. Rosenbluth, Marshall Rosenbluth, Augusta H. Teller, et Edward Teller. Le problème des algorithmes Monte-Carlo n'est pas la convergence, mais la vitesse à laquelle la méthode converge. Pour augmenter la vitesse de convergence, il faudrait **faciliter l'accès aux valeurs de paramètres les plus représentées**.

Principe :

- On fait une proposition de déplacement sur la base de la valeur courante du paramètre.
- On réalise un tirage aléatoire pour accepter ou rejeter la nouvelle position.

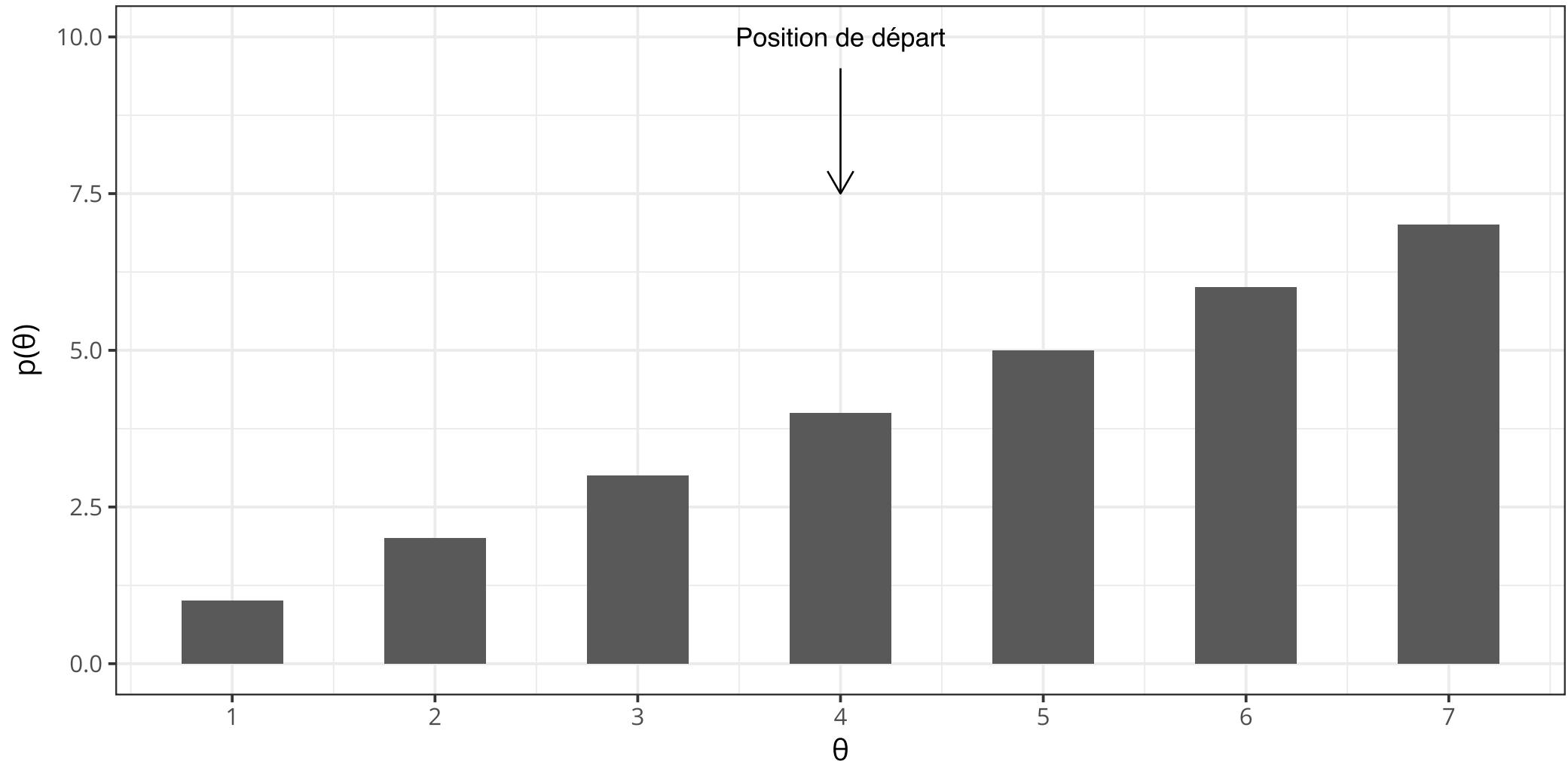
Deux idées centrales :

- La proposition doit favoriser les valeurs de paramètre les plus probables : On parcourt plus souvent ces valeurs de paramètres.
- La proposition doit se limiter aux valeurs adjacentes au paramètre courant : On augmente la vitesse de convergence en restant là où se trouve l'information (i.e., en parcourant l'espace des paramètres de manière **locale** plutôt que **globale**).



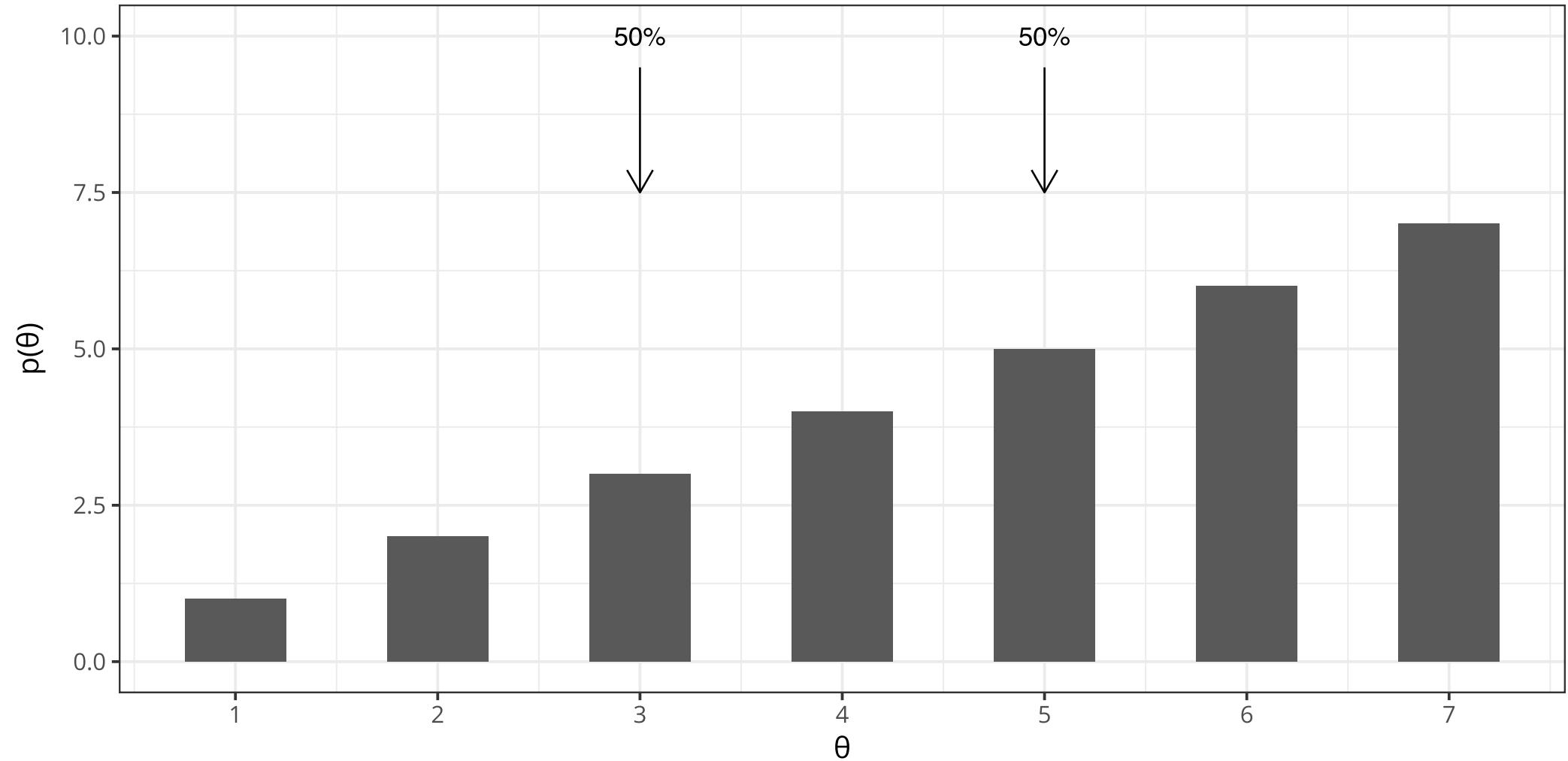
Algorithme Metropolis

Sélectionner un point de départ (on peut sélectionner n'importe quelle valeur).



Algorithme Metropolis

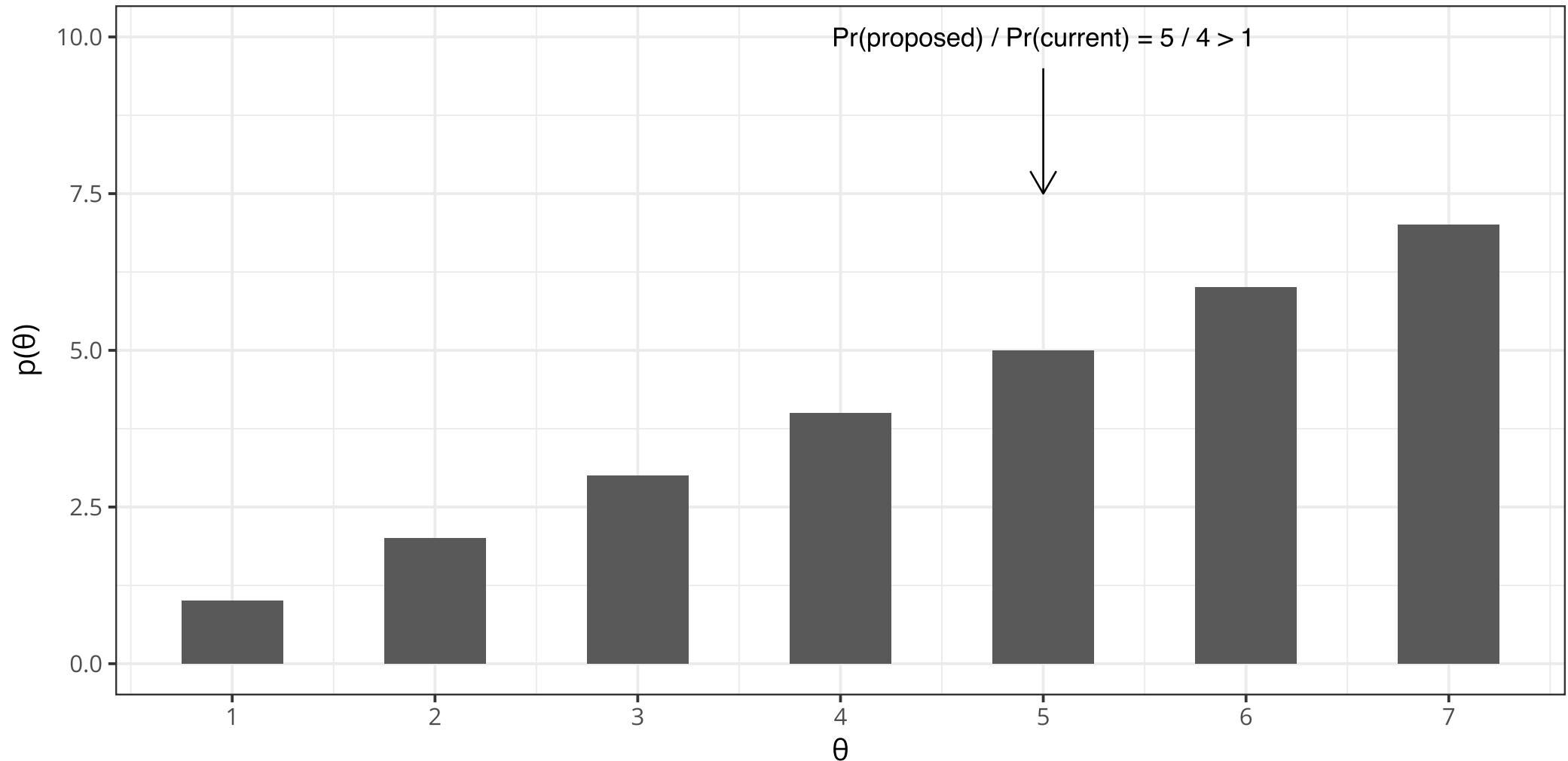
Faire une proposition de déplacement centrée sur la valeur courante de θ .



Algorithme Metropolis

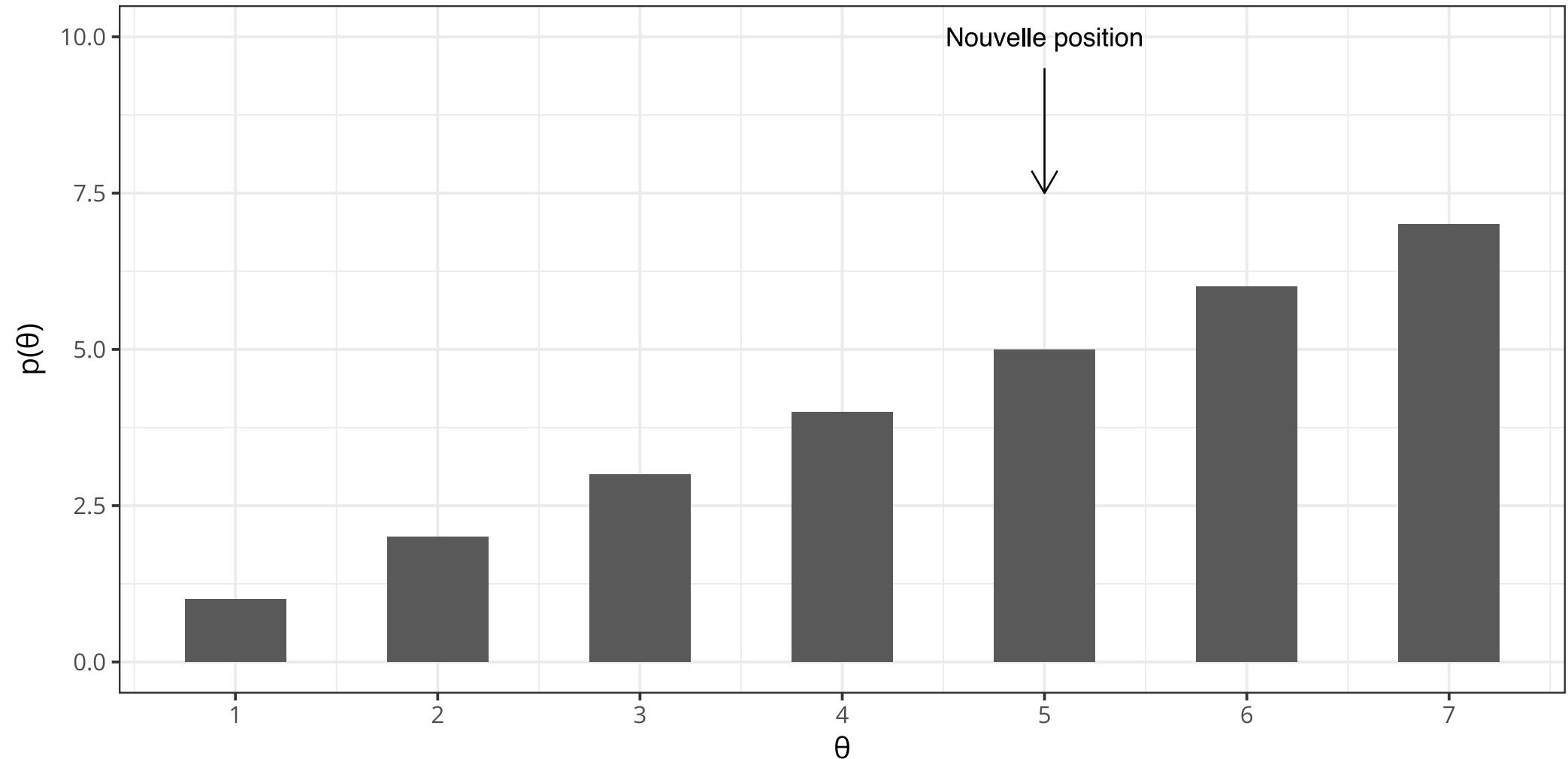
Calculer la **probabilité** d'accepter le déplacement selon la règle suivante :

$$\Pr_{\text{move}} = \min \left(\frac{\Pr(\theta_{\text{proposed}})}{\Pr(\theta_{\text{current}})}, 1 \right)$$



Algorithme Metropolis

La position calculée devient la nouvelle position de départ et on répète l'algorithme.



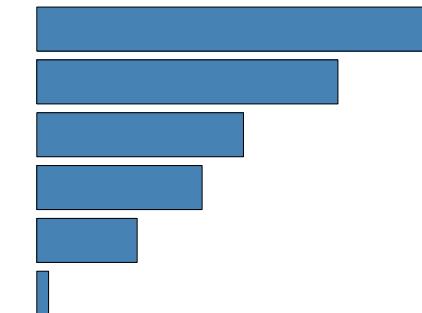
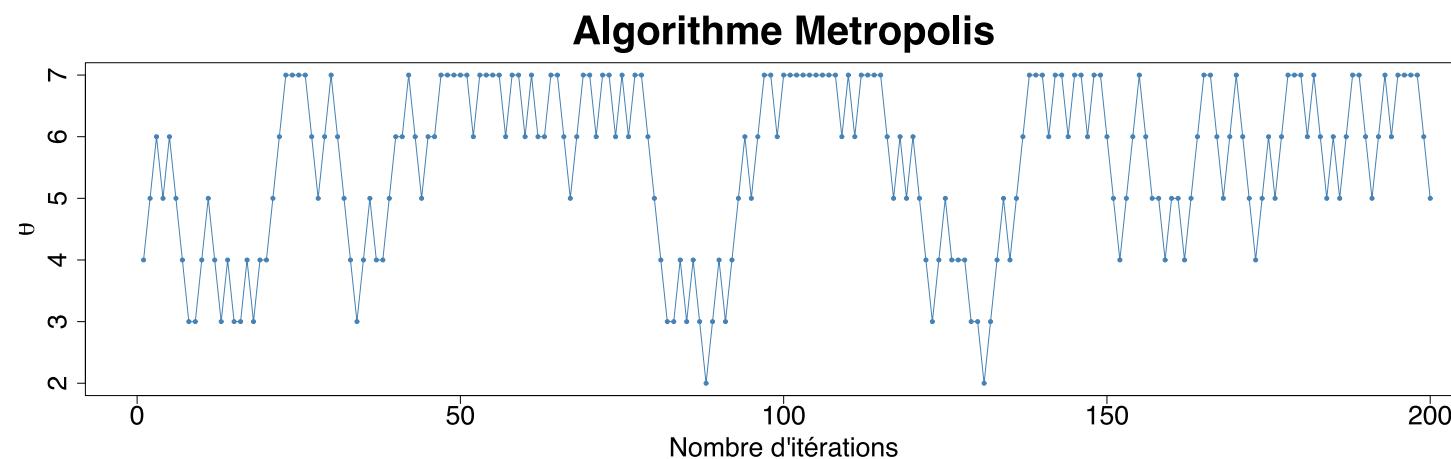
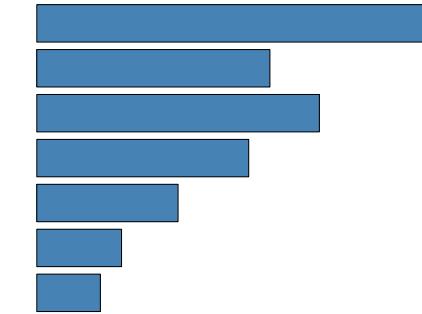
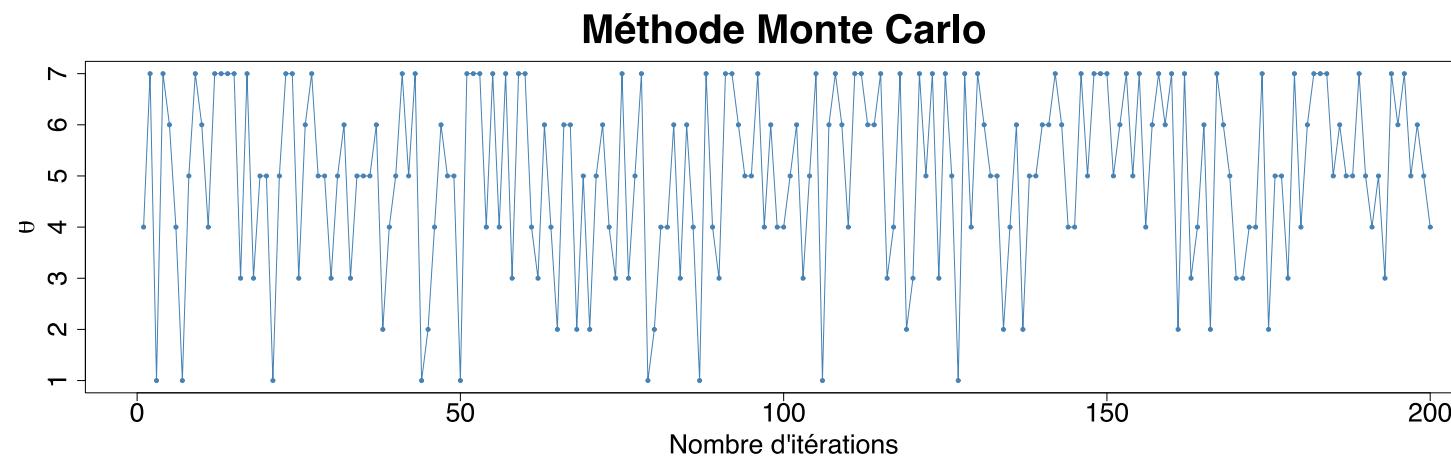
Algorithme Metropolis

```

1 metropolis <- function (niter = 1e2, startval = 4) {
2
3   x <- rep(0, niter) # initialise la chaîne (le vecteur) de longueur niter
4   x[1] <- startval # définit la valeur de départ du paramètre
5
6   for (i in 2:niter) {
7
8     current <- x[i - 1] # valeur courante du paramètre
9     proposal <- current + sample(c(-1, 1), size = 1)
10    # on s'assure que la valeur proposée est bien dans l'intervalle [1, 7]
11    if (proposal < 1) proposal <- 1
12    if (proposal > 7) proposal <- 7
13    # calcul de la probabilité de déplacement
14    prob_move <- min(1, proposal / current)
15    # on se déplace (ou pas) suivant cette probabilité
16    # x[i] <- ifelse(prob_move > runif(n = 1, min = 0, max = 1), proposal, current)
17    x[i] <- sample(c(proposal, current), size = 1, prob = c(prob_move, 1 - prob_move) )
18
19  }
20
21  return (x)
22
23 }
```



Méthodes Monte Carlo vs. Algorithme Metropolis



Algorithme Metropolis

Application au lancer de pièce (cas continu)

- La fonction de vraisemblance est donnée par : $p(y | \theta, n) \propto \theta^y(1 - \theta)^{n-y}$
- Le prior est donné par : $p(\theta | a, b) \propto \theta^{a-1}(1 - \theta)^{b-1}$
- Le paramètre que l'on cherche à estimer prend ses valeurs dans l'intervalle $[0, 1]$

Problème n°1 : Comment définir la proposition de déplacement ?

On peut modéliser le déplacement par une distribution normale : $\Delta\theta \sim \text{Normal}(0, \sigma)$

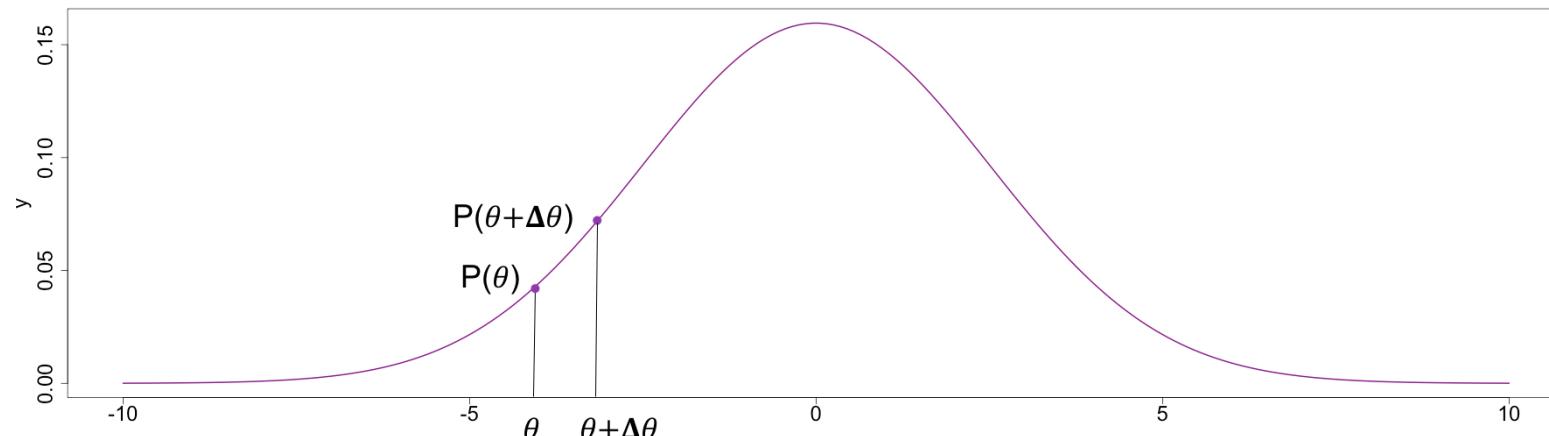
- La moyenne μ vaut 0 : le déplacement se fait autour de la valeur courante du paramètre
- La variance reste à déterminer, elle contrôle l'éloignement de la nouvelle valeur



Algorithme Metropolis

Problème n°2 : Quelle probabilité utiliser pour accepter ou refuser le déplacement ? Nous utilisons le produit de la vraisemblance et du prior : $\theta^y(1 - \theta)^{n-y}\theta^{(a-1)}(1 - \theta)^{(b-1)}$

La probabilité d'accepter le déplacement est donnée par : $\text{Pr}_{\text{move}} = \min \left(\frac{\text{Pr}(\theta_{\text{current}} + \Delta\theta)}{\text{Pr}(\theta_{\text{current}})}, 1 \right)$



REMARQUE : Le rapport $\frac{\text{Pr}(\theta_{\text{current}} + \Delta\theta)}{\text{Pr}(\theta_{\text{current}})}$ est le même que l'on utilise la distribution postérieure ou le produit prior par vraisemblance (car la constante de normalisation s'annule) !



Algorithme Metropolis

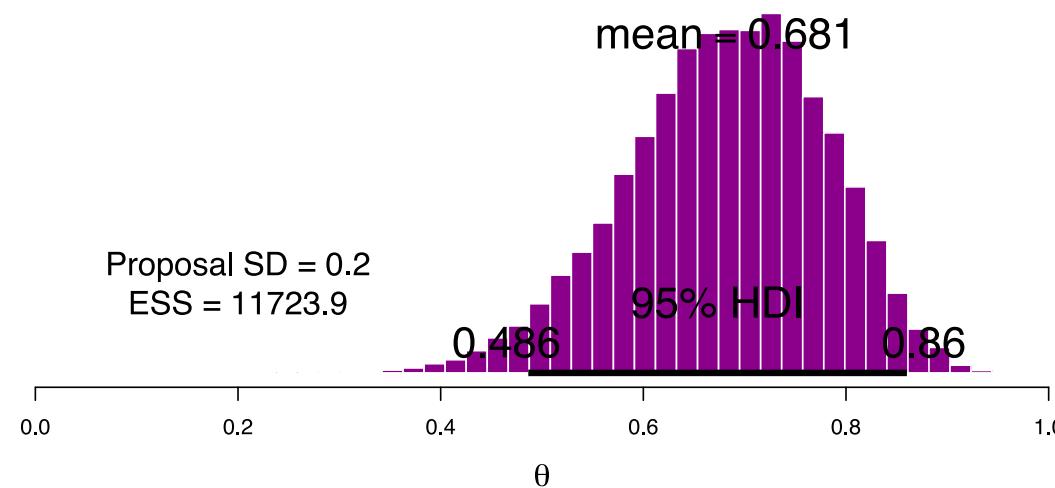
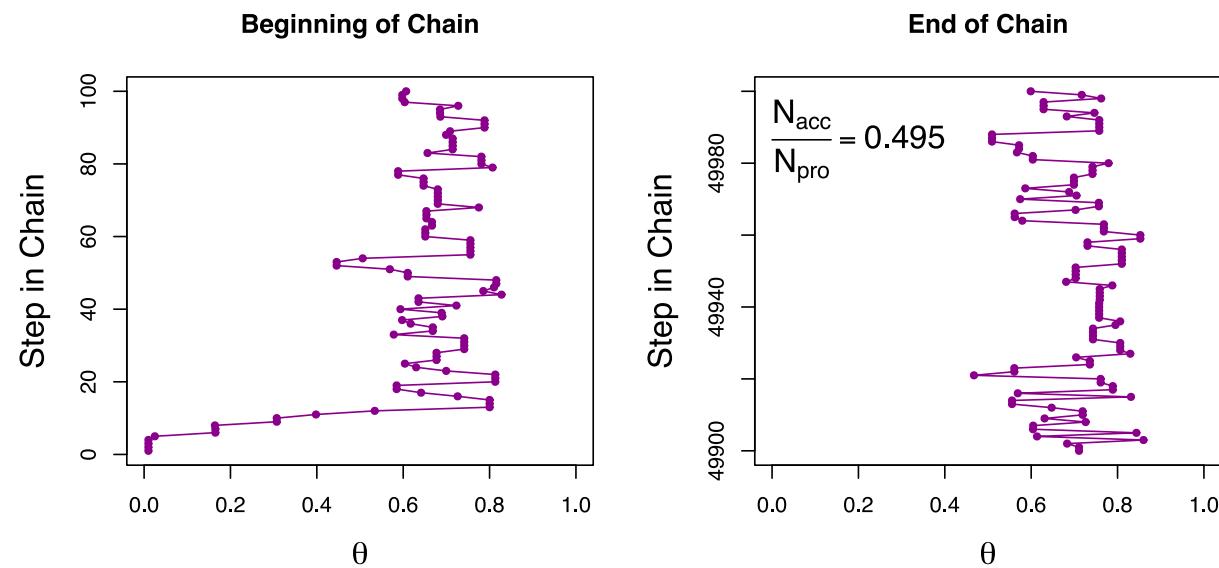
- Sélectionner un point de départ
 - Il faut choisir $\theta \in [0, 1]$
 - Seule contrainte : $\Pr(\theta_{\text{initial}}) \neq 0$
- Choisir une direction de déplacement
 - Faire un tirage suivant $\text{Normal}(0, \sigma)$
- Accepter ou rejeter la proposition de déplacement, suivant la probabilité :

$$\Pr_{\text{move}} = \min \left(\frac{\Pr(\theta_{\text{current}} + \Delta\theta)}{\Pr(\theta_{\text{current}})}, 1 \right)$$

- La position calculée devient la nouvelle position



Algorithme Metropolis



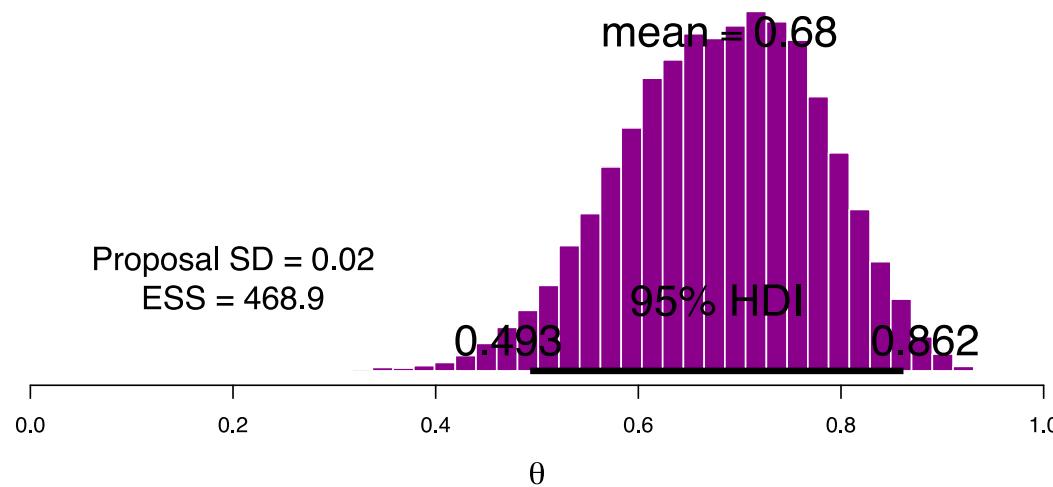
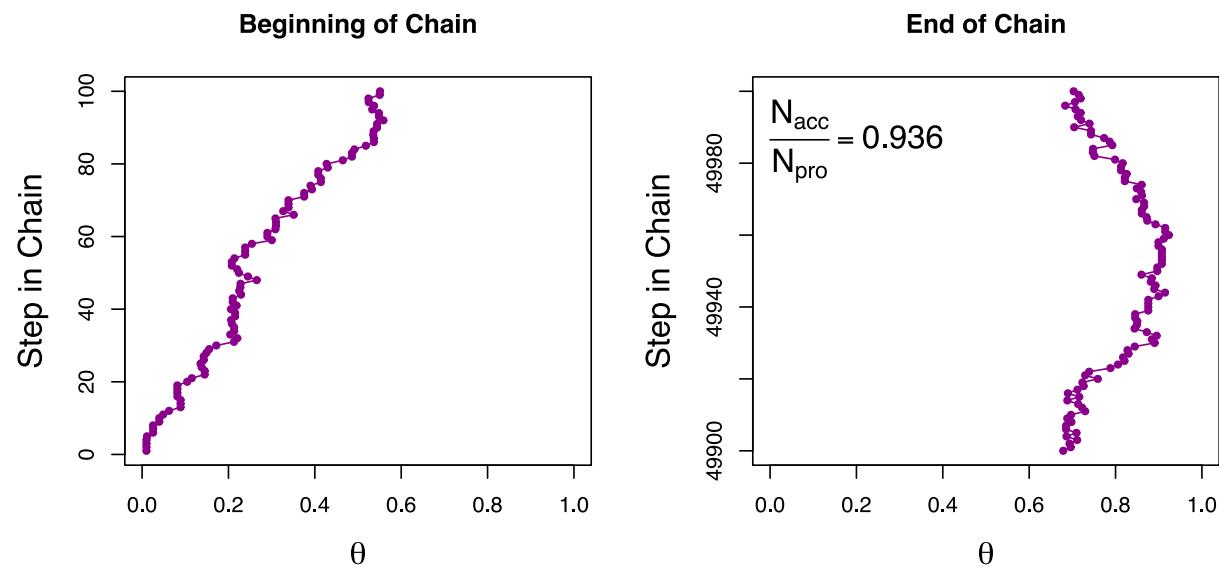
Algorithme Metropolis

Comment choisir σ pour la proposition de déplacement ? Deux indices permettent d'évaluer la qualité de l'échantillonnage :

- Le rapport entre le nombre de déplacements proposés et le nombre de déplacements acceptés
- L'effective sample size (i.e., le nombre de déplacements qui ne sont pas corrélés avec les précédents)



Algorithme Metropolis



Algorithme Metropolis

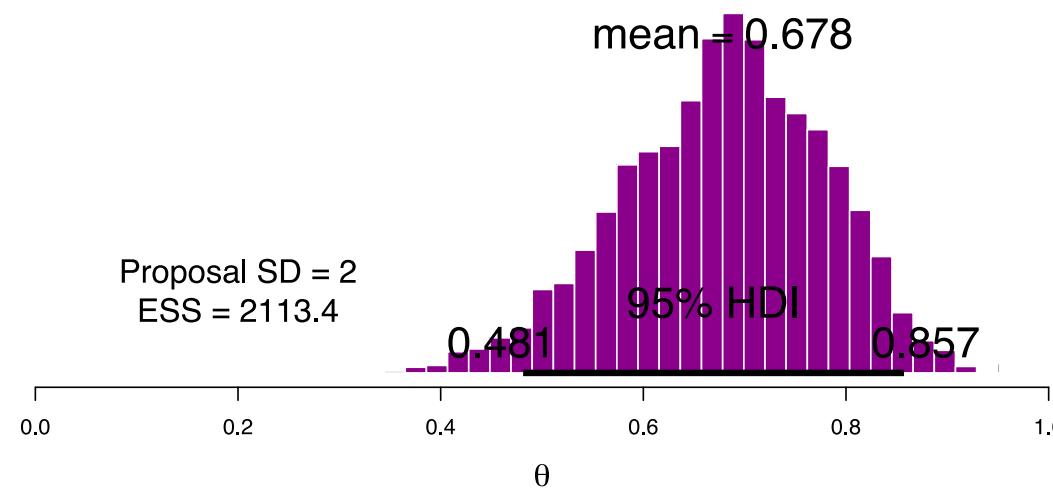
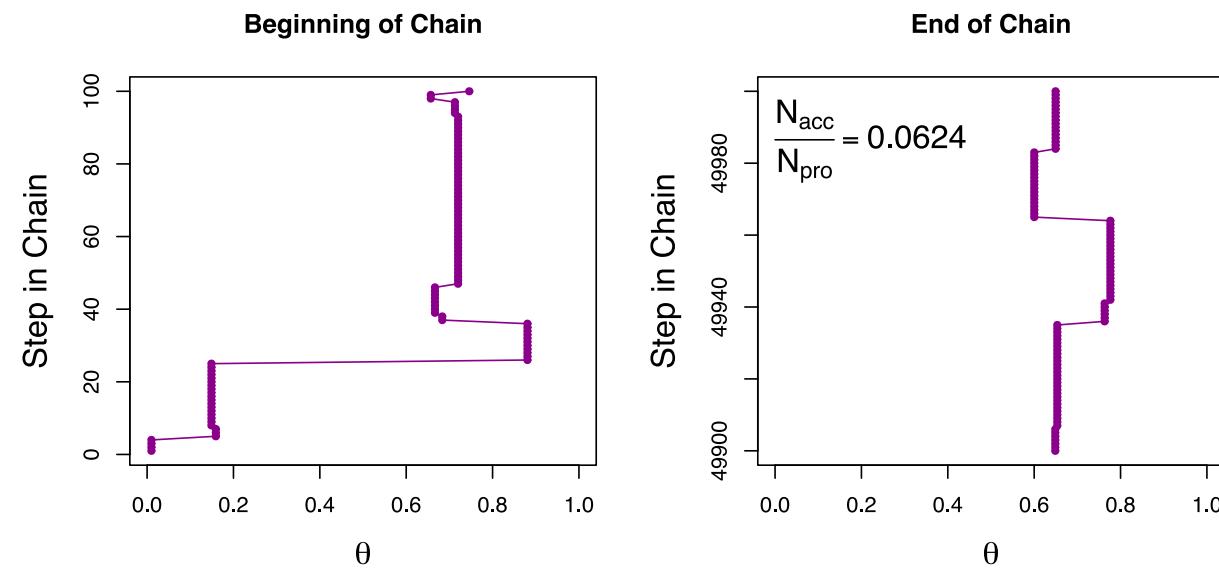
Le choix de sigma dans la proposition de déplacement

- Toutes les propositions de déplacement (ou presque) sont acceptées
- Peu de valeurs effectives

Il faut beaucoup d'itérations pour avoir un résultat satisfaisant...



Algorithme Metropolis



Algorithme Metropolis

Le choix de sigma dans la proposition de déplacement

→ Les propositions de déplacement sont rarement acceptées

→ Peu de valeurs effectives...

Il faut beaucoup d'itérations pour obtenir un résultat satisfaisant...



Algorithme Metropolis¹

```

1 metropolis_beta_binomial <- function (niter = 1e2, startval = 0.5) {
2
3   x <- rep(0, niter) # initialise la chaîne (le vecteur) de longueur niter
4   x[1] <- startval # définit la valeur de départ du paramètre
5
6   for (i in 2:niter) {
7
8     current <- x[i - 1] # valeur courante du paramètre
9     current_plaus <- dbeta(current, 2, 3) * dbinom(1, 2, current)
10    # proposal <- runif(n = 1, min = current - w, max = current + w) # valeur proposée
11    proposal <- rnorm(n = 1, mean = current, sd = 0.1) # valeur proposée
12    # on s'assure que la valeur proposée est bien dans l'intervalle [0, 1]
13    if (proposal < 0) proposal <- 0
14    if (proposal > 1) proposal <- 1
15    proposal_plaus <- dbeta(proposal, 2, 3) * dbinom(1, 2, proposal)
16    # calcul de la probabilité de déplacement
17    alpha <- min(1, proposal_plaus / current_plaus)
18    # on se déplace (ou pas) suivant cette probabilité
19    x[i] <- sample(c(current, proposal), size = 1, prob = c(1 - alpha, alpha) )
20
21  }
22
23  return (x)
24
25 }
```

1. L'algorithme Metropolis-Hastings est une extension de l'algorithme Metropolis qui permet de faire des propositions de déplacement non symétrique. Voir https://en.wikipedia.org/wiki/Metropolis–Hastings_algorithm

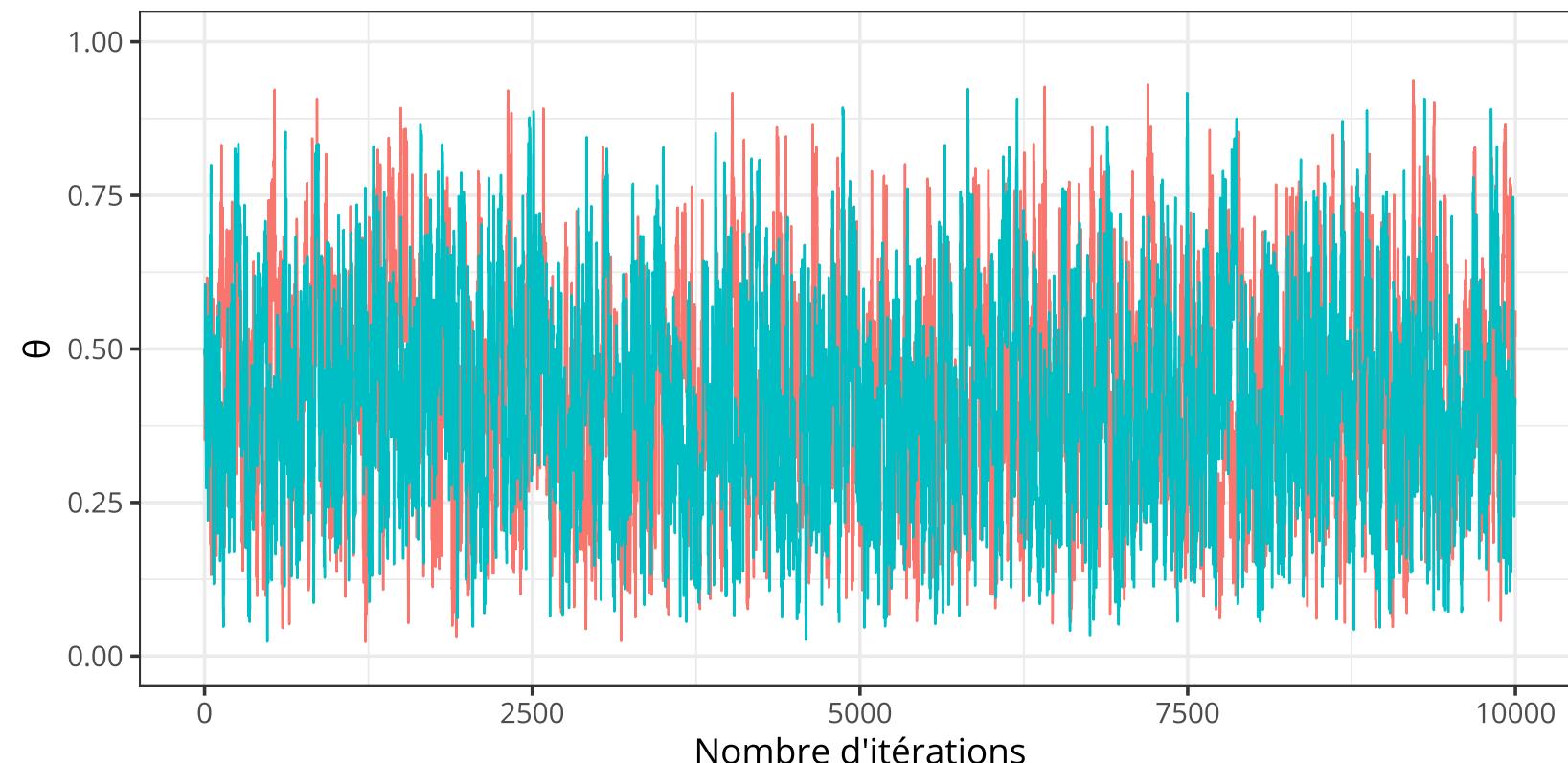


Algorithme Metropolis

```

1 z1 <- metropolis_beta_binomial(niter = 1e4, startval = 0.5)
2 z2 <- metropolis_beta_binomial(niter = 1e4, startval = 0.5)
3
4 data.frame(z1 = z1, z2 = z2) %>%
5   mutate(sample = 1:nrow(.)) %>%
6   pivot_longer(cols = z1:z2) %>%
7   ggplot(aes(x = sample, y = value, colour = name)) +
8   geom_line(show.legend = FALSE) +
9   labs(x = "Nombre d'itérations", y = expression(theta) ) + ylim(c(0, 1))

```

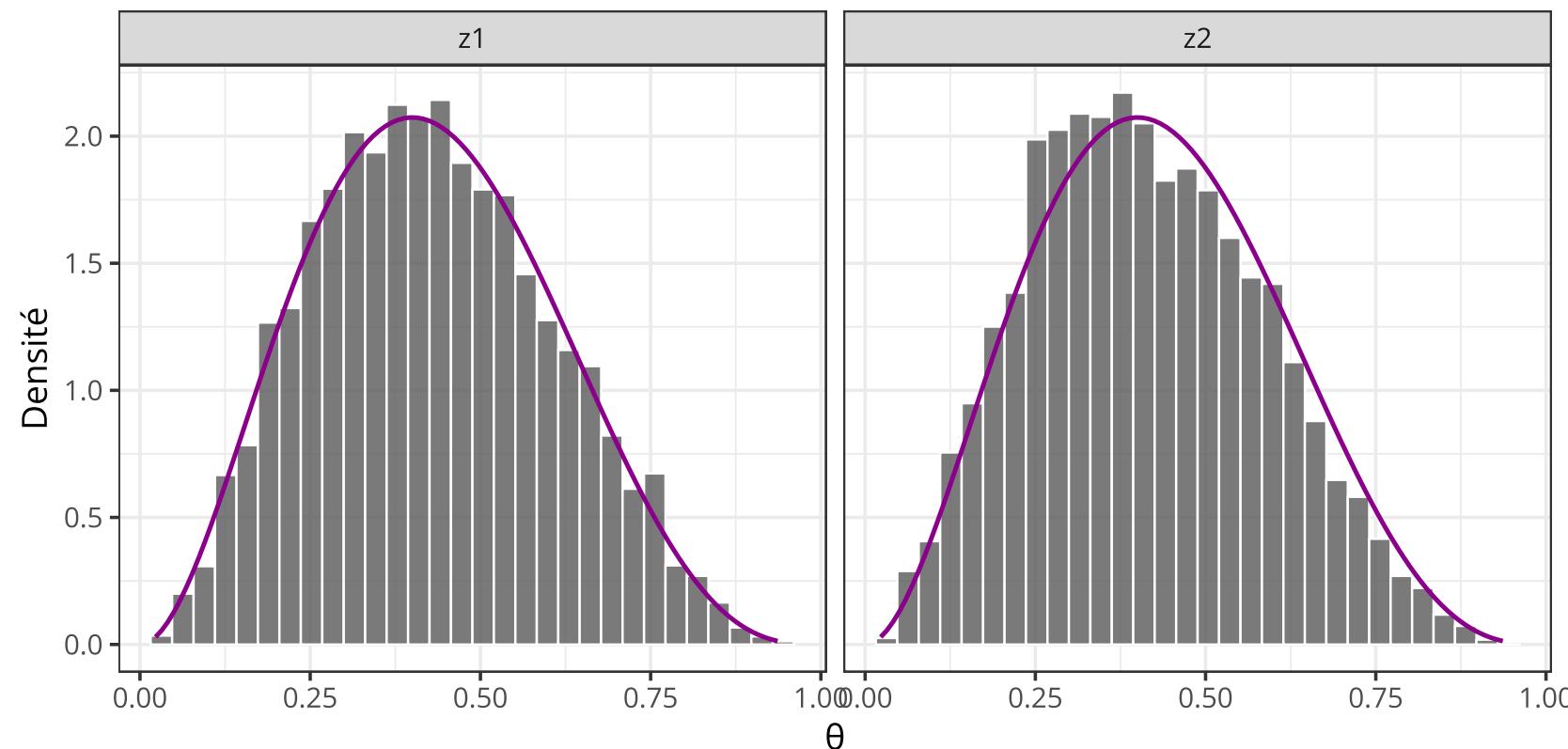


Algorithme Metropolis

```

1 data.frame(z1 = z1, z2 = z2) %>%
2   pivot_longer(cols = z1:z2) %>%
3   rownames_to_column() %>%
4   mutate(rowname = as.numeric(rownames)) %>%
5   ggplot(aes(x = value)) +
6   geom_histogram(aes(y = ..density..), color = "white", alpha = 0.8) +
7   stat_function(fun = dbeta, args = list(3, 4), color = "magenta4", size = 1) +
8   facet_wrap(~name) +
9   labs(x = expression(theta), y = "Densité")

```



Algorithme Metropolis-Hastings



Algorithme Hamiltonian Monte Carlo

Les algorithmes Metropolis et Metropolis-Hastings (ou Gibbs) ont de mauvaises performances lorsque les paramètres du modèle sont fortement corrélés. L'algorithme **Hamiltonian Monte Carlo** résout ces problèmes en utilisant la géométrie de l'espace postérieur. On va adapter la proposition de déplacement à la géométrie de la distribution postérieure aux alentours de la position courante.

On utilise l'opérateur hamiltonien (hamiltonians) qui représente l'énergie totale d'un système. Cette énergie se décompose en l'énergie potentielle (qui dépend de la position dans l'espace des paramètres θ) et son énergie cinétique, qui dépend de son **moment** (momentum, m) :

$$H(\theta, m) = \underbrace{U(\theta)}_{\text{énergie potentielle}} + \underbrace{KE(m)}_{\text{énergie cinétique}}$$

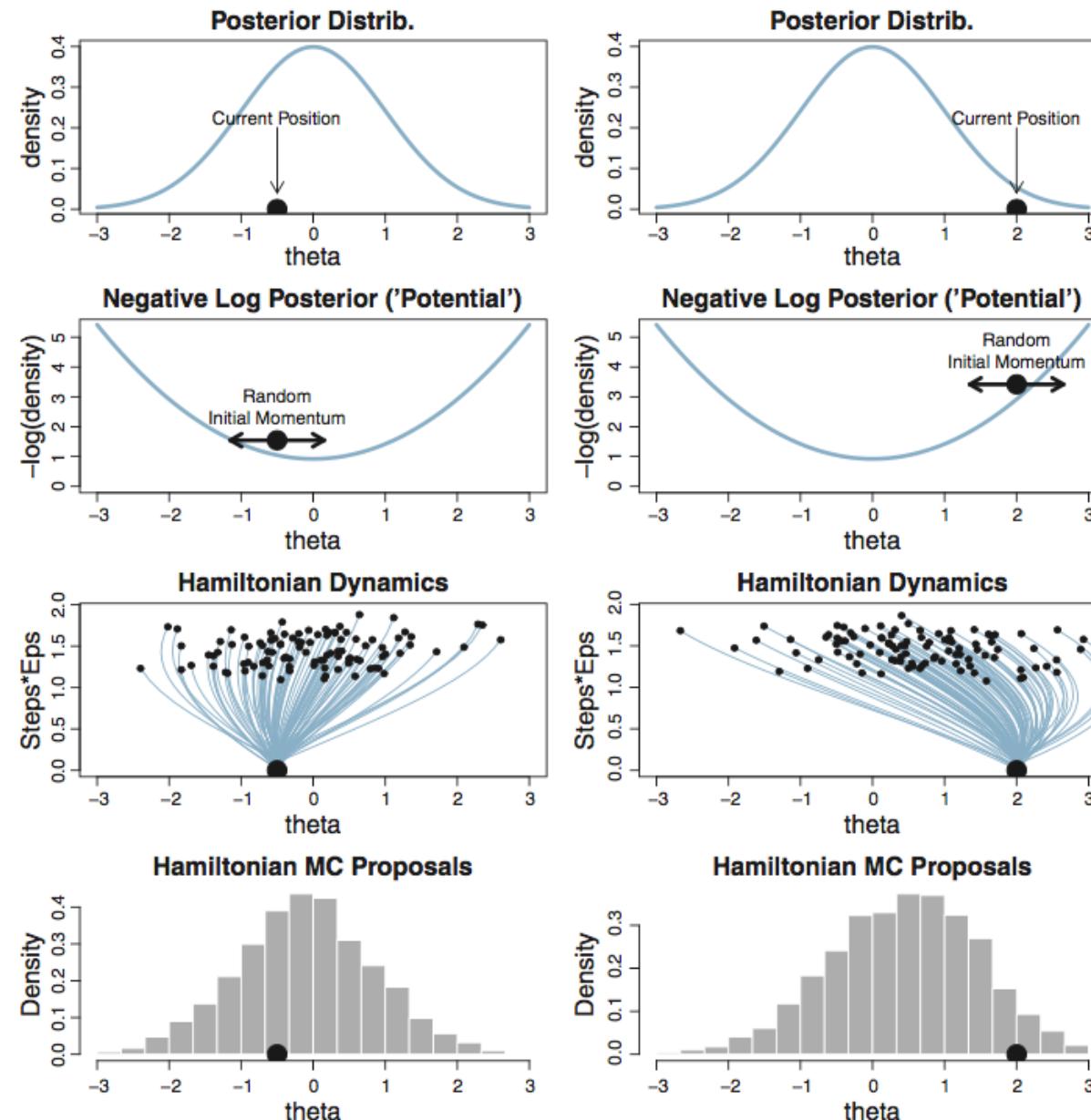
L'énergie potentielle est donnée par le négatif du log de la densité postérieure (non-normalisée) ;

$$U(\theta) = -\log[p(\text{data} \mid \theta) \times p(\theta)]$$

Quand la densité postérieure augmente, l'énergie potentielle diminue (i.e., devient plus négative).



Algorithme Hamiltonian Monte Carlo



Algorithme Hamiltonian Monte Carlo

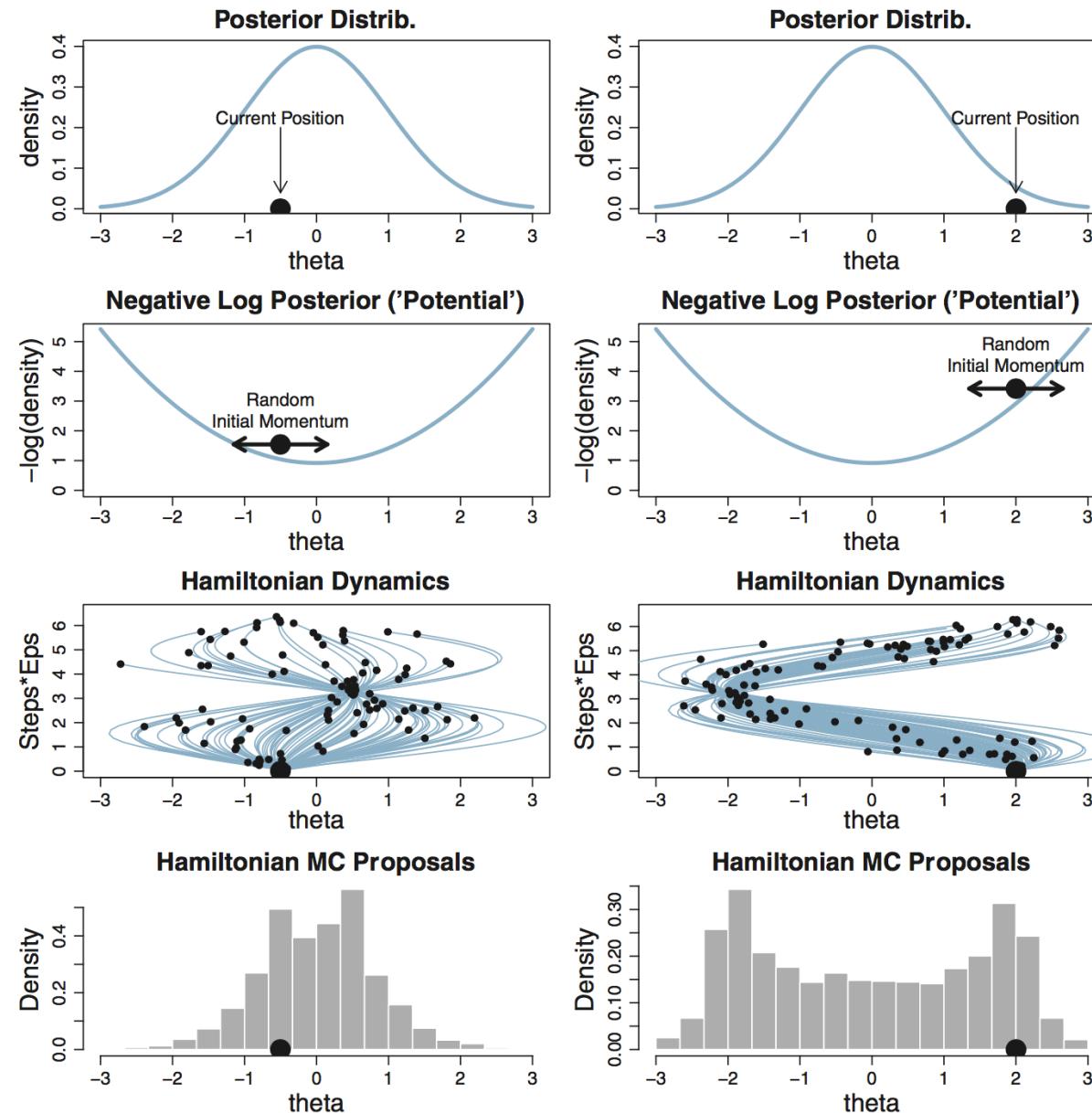
- Sélectionner un point de départ θ_0 : On peut sélectionner n'importe quelle valeur de θ dans l'espace postérieur.
- On génère aléatoirement la force avec laquelle on lance la bille (moment), par exemple à partir d'une loi normale multivariée : $m \sim \text{MVNormal}(\mu, \Sigma)$.
- On utilise un algorithme d'approximation de la trajectoire (e.g., leapfrog) pour estimer la trajectoire et la position finale de la bille dans l'espace postérieur pour une certaine durée.
- Après un certain temps, on enregistre la position finale de la bille et son moment.
- On accepte ou rejette la proposition de déplacement suivant la probabilité suivante (où ϕ (phi) est le moment associé à la bille) :

$$\Pr_{\text{move}} = \min \left(\frac{p(\theta_{\text{proposed}} \mid \text{data}) p(\phi_{\text{proposed}})}{p(\theta_{\text{current}} \mid \text{data}) p(\phi_{\text{current}})}, 1 \right)$$

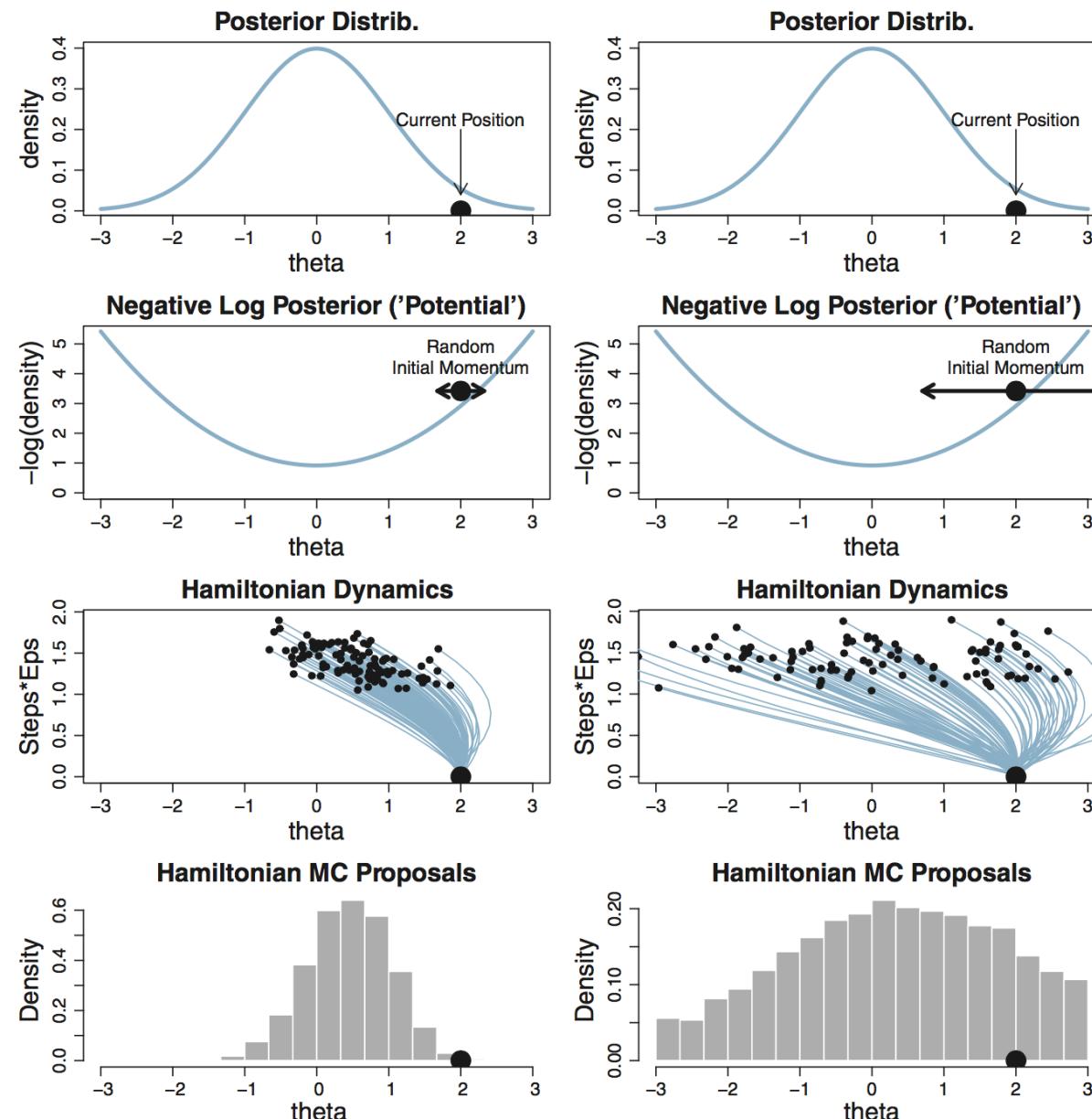
- On enregistre la nouvelle position et on recommence...



Influence de la durée de déplacement...



Influence de la variabilité du moment initial...



Algorithme Hamiltonian Monte Carlo



Évaluation des MCMC

Ces méthodes peuvent ne pas converger vers la “vraie” distribution postérieure, en raison du temps de calcul limité, du paramétrage de certains hyper-paramètres (e.g., variance de la distribution normale de la proposition, ou variance du moment initial pour HMC).

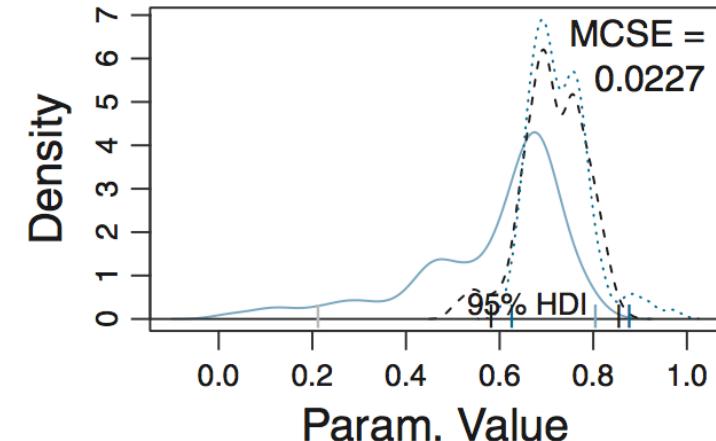
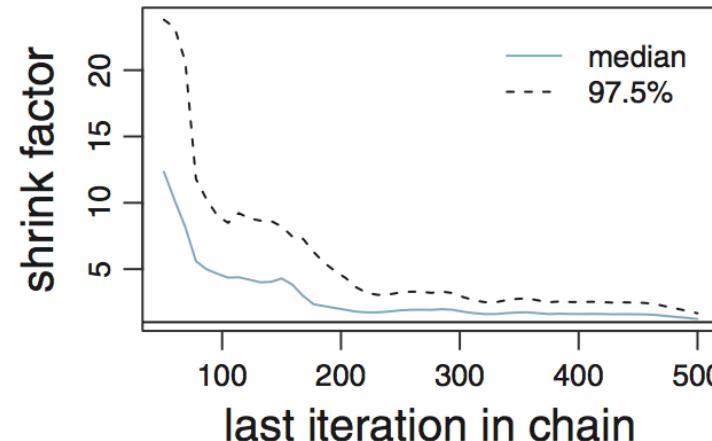
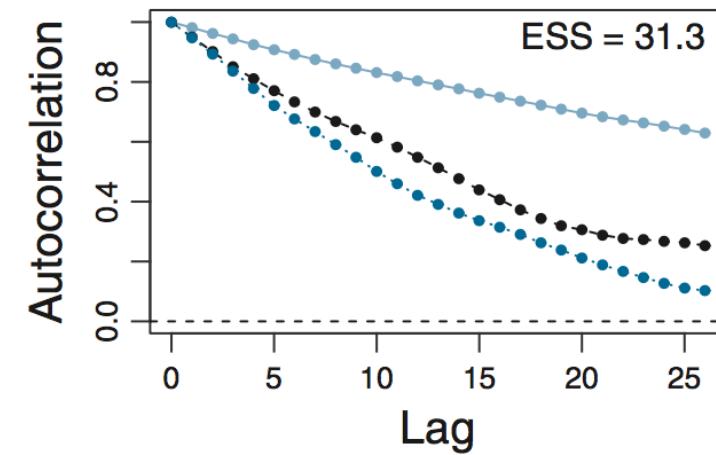
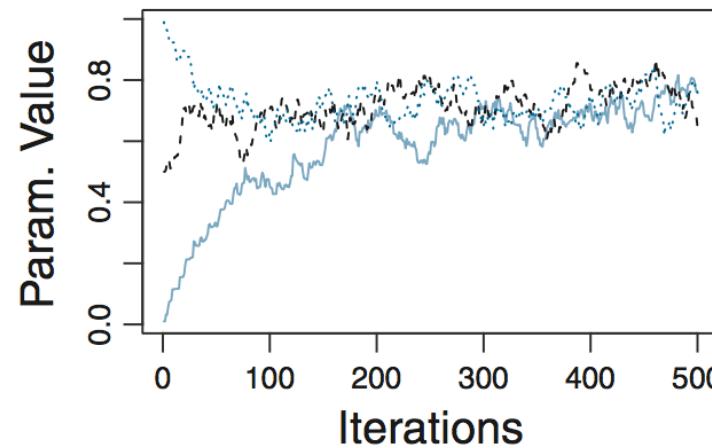
Ces méthodes produisent des chaînes de valeurs de paramètres (échantillons). L'utilisation de tel ou tel algorithme MCMC pour échantillonner la distribution postérieure repose sur trois objectifs :

- Les valeurs de la chaîne doivent être représentatives de la distribution postérieure. Ces valeurs ne doivent pas dépendre du point de départ. Ces valeurs ne doivent pas être cantonnées à une région particulière de l'espace des paramètres.
- La chaîne doit être suffisamment longue pour assurer la précision et la stabilité du résultat. La tendance centrale et le HDI calculés à partir de la chaîne ne doivent pas changer si on relance la procédure.
- La chaîne doit être générée de manière efficace (i.e., avec le moins d'itérations possible).



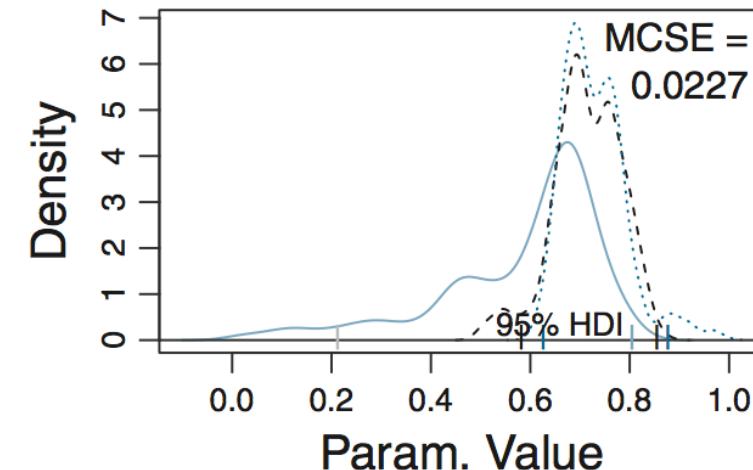
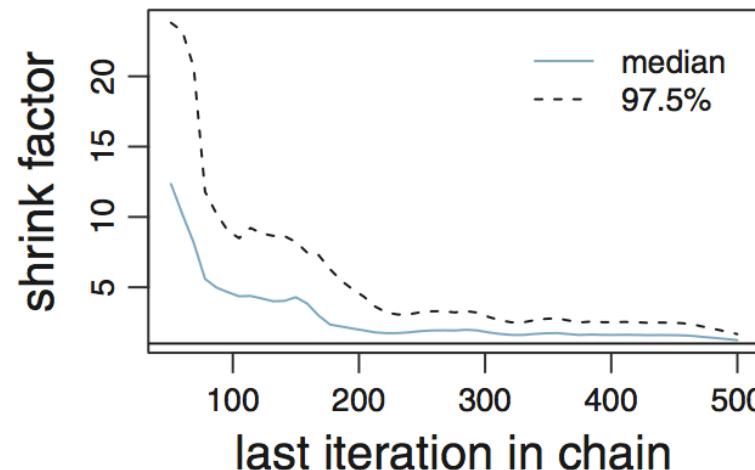
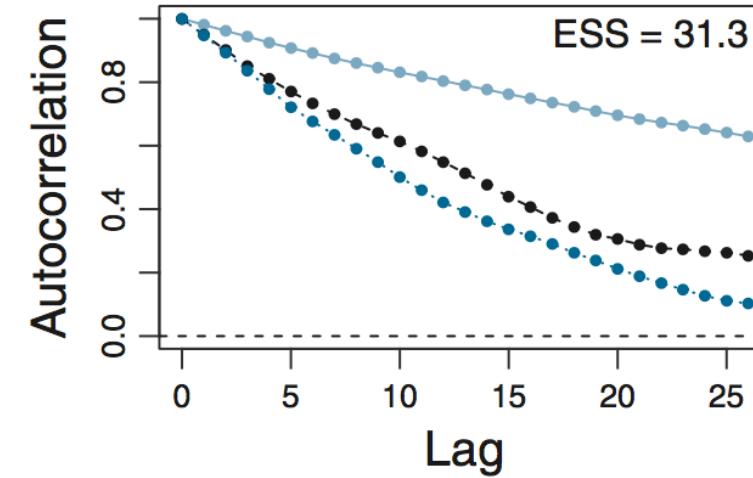
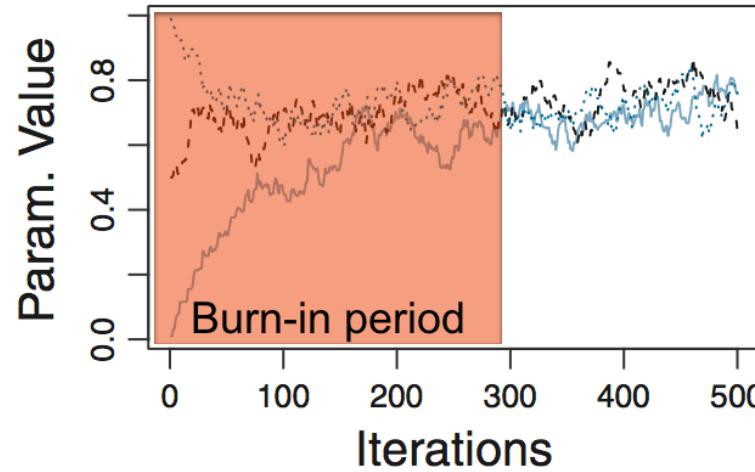
Évaluation des MCMC - Représentativité

- Vérification visuelle des trajectoires : Les chaînes doivent occuper le même espace, la convergence ne dépend pas du point de départ, aucune chaîne ne doit avoir de trajectoire particulière (e.g., cyclique).
- Vérification visuelle des densités : Les densités doivent se superposer.



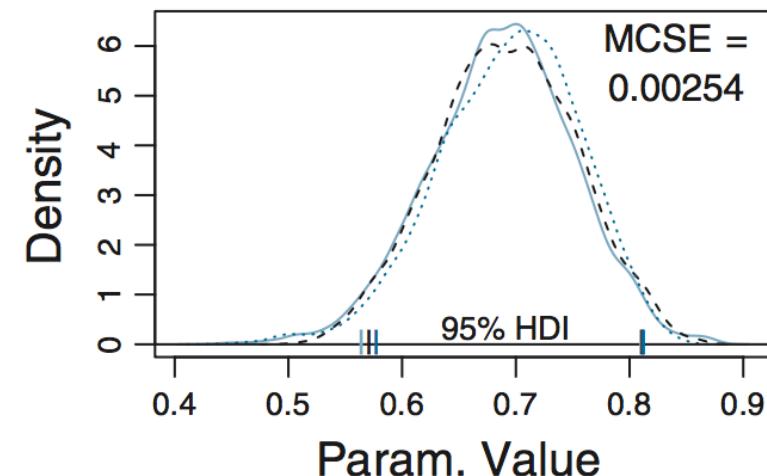
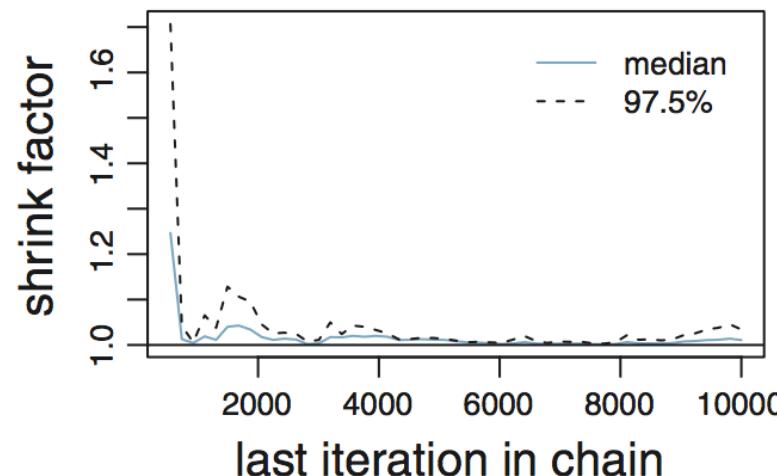
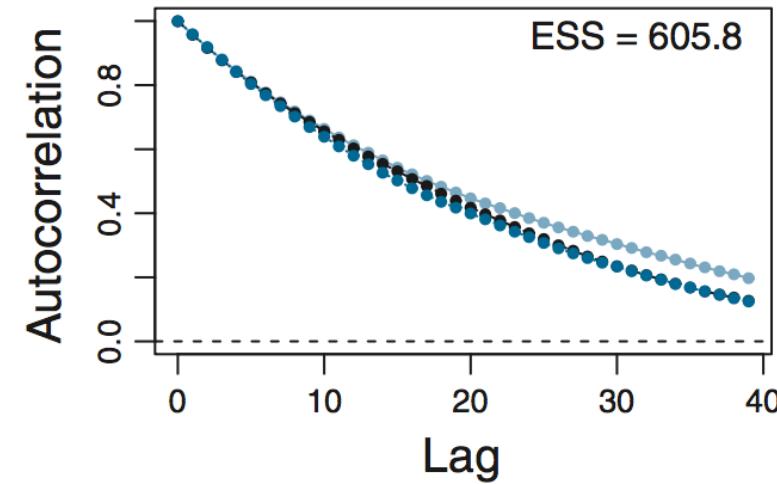
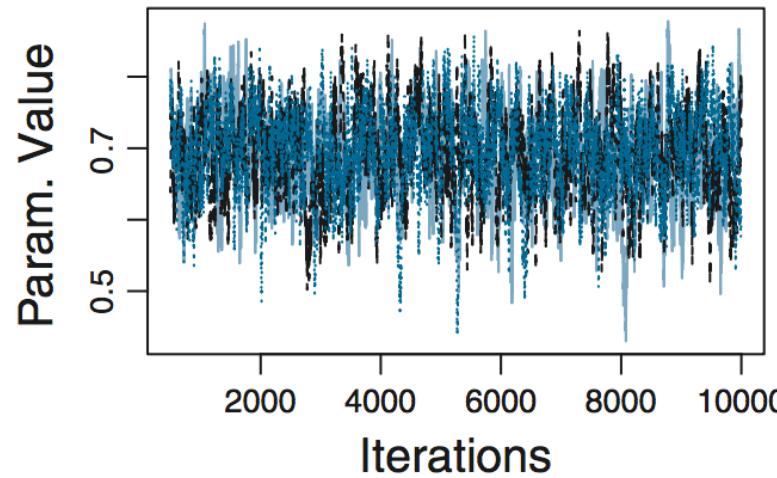
Évaluation des MCMC - Représentativité

Cette affichage ne montre que les 500 premières itérations. Les trajectoires ne se superposent pas au début (zone orange). La densité est également affectée. En pratique on supprime ces premières itérations (période de “burn-in” ou de “warm-up”).



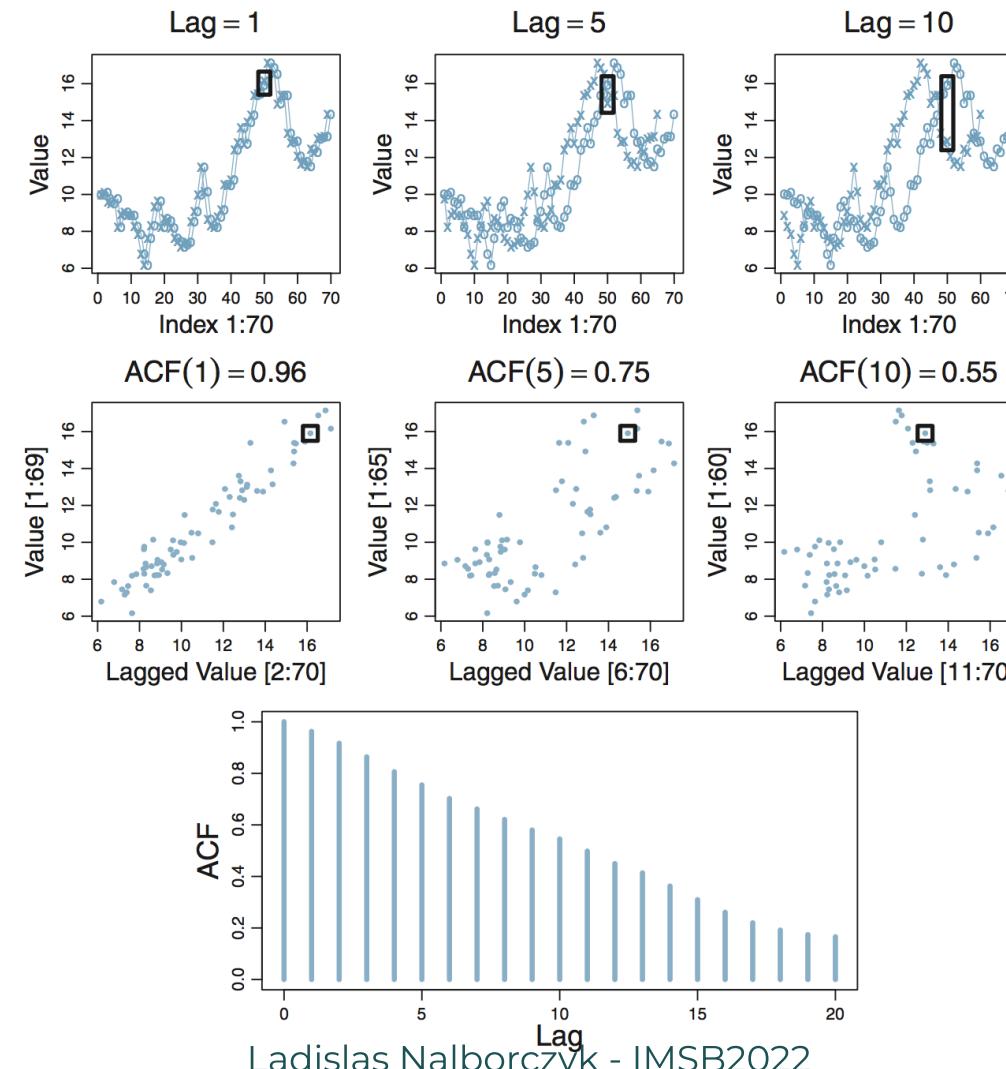
Évaluation des MCMC - Représentativité

Vérification numérique des chaînes : Le **shrink factor** (aussi connu comme \hat{R} ou **Rhat**) est le rapport entre la variance inter-chaînes et intra-chaîne. Cette valeur devrait idéalement tendre vers 1 (on la considère comme acceptable jusqu'à 1.01).



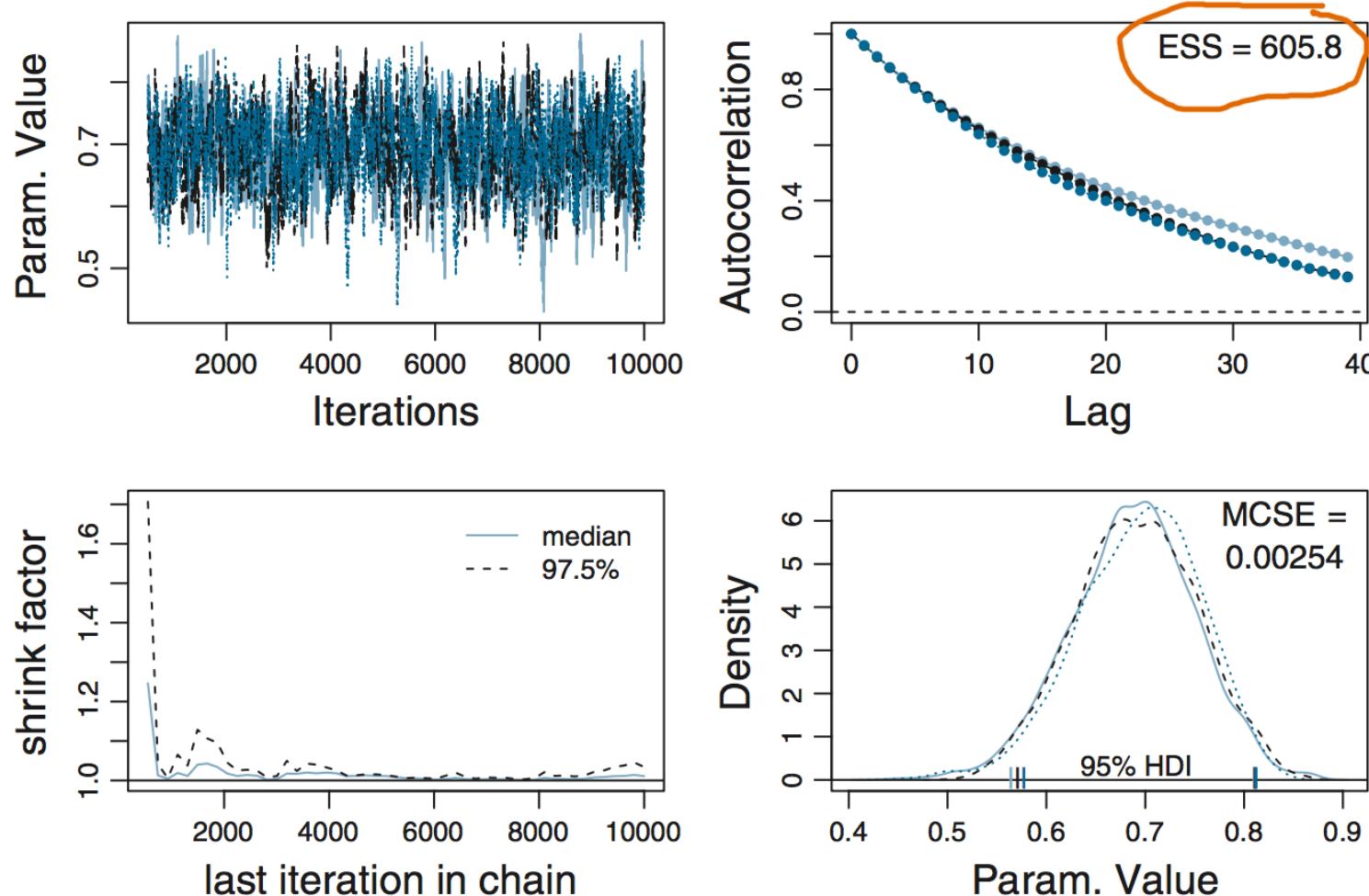
Évaluation des MCMC - Stabilité et précision

Plus la chaîne est longue et plus le résultat sera précis et stable. Si la chaîne “s’attarde” sur chaque position, et que le nombre d’itérations reste le même, alors on perd en précision. Il lui faudra plus d’itérations pour arriver au même niveau de précision. L’autocorrélation est la corrélation de la chaîne avec elle-même mais décalé de k itérations (lag).



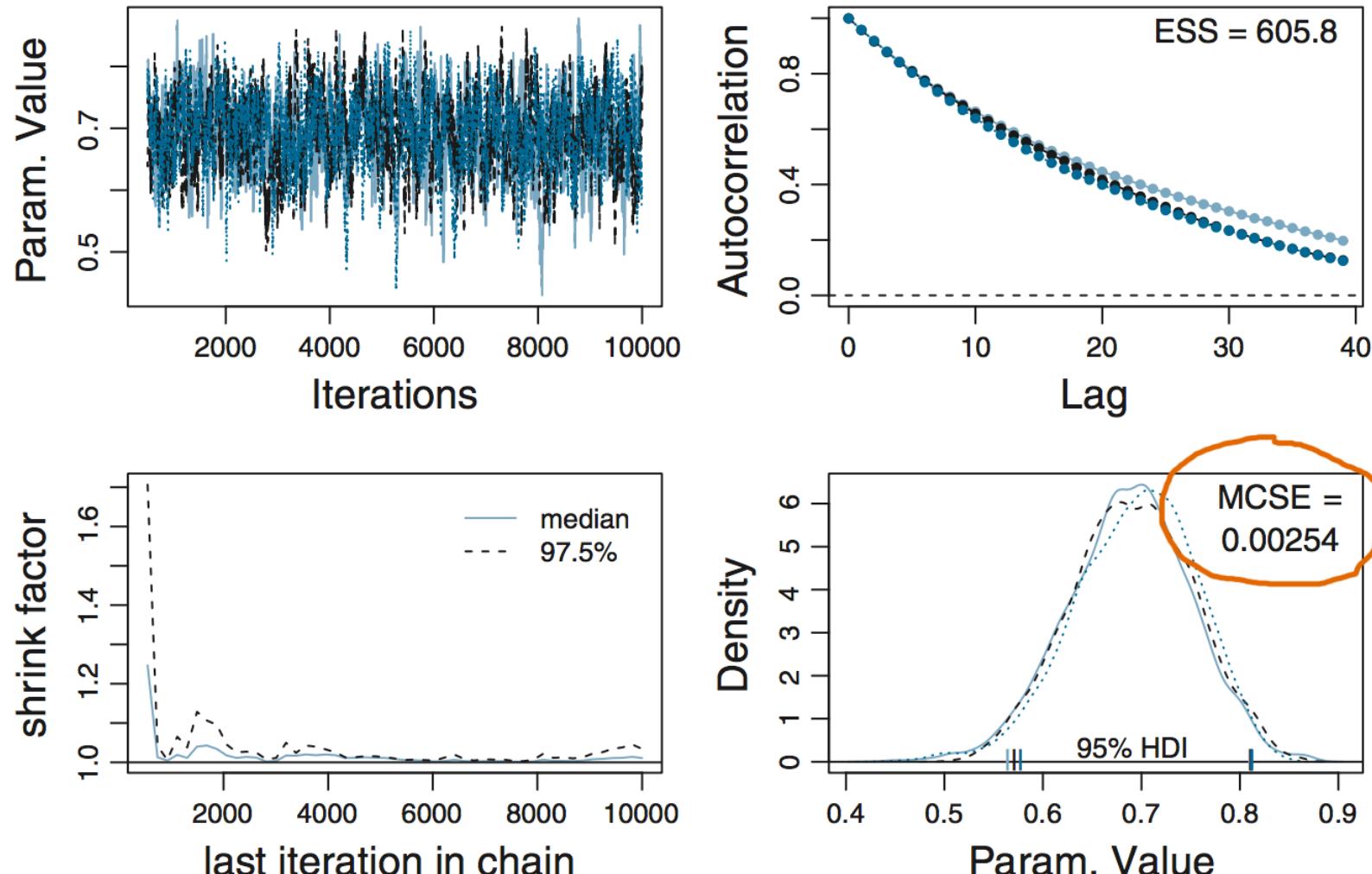
Évaluation des MCMC - Stabilité et précision

La fonction d'autocorrélation est représentée pour chaque chaîne (en haut à droite). Un autre résultat rend compte de la précision de l'échantillon : l'effective sample size, $ESS = \frac{N}{1+2 \sum_k ACF(k)}$. Il représente la taille d'un échantillon non-autocorrélé extrait de la somme de toutes les chaînes. Pour une précision raisonnable du HDI, il est recommandé d'avoir un ESS supérieur à 1000.



Évaluation des MCMC - Stabilité et précision

L'erreur standard d'un ensemble d'échantillons est donné par : $SE = SD/\sqrt{N}$. Plus N augmente, plus l'erreur standard diminue. On peut généraliser cette idée aux chaînes de Markov : $MCSE = SD/\sqrt{ESS}$. Pour une précision raisonnable de la tendance centrale, il faut que cette valeur soit faible.



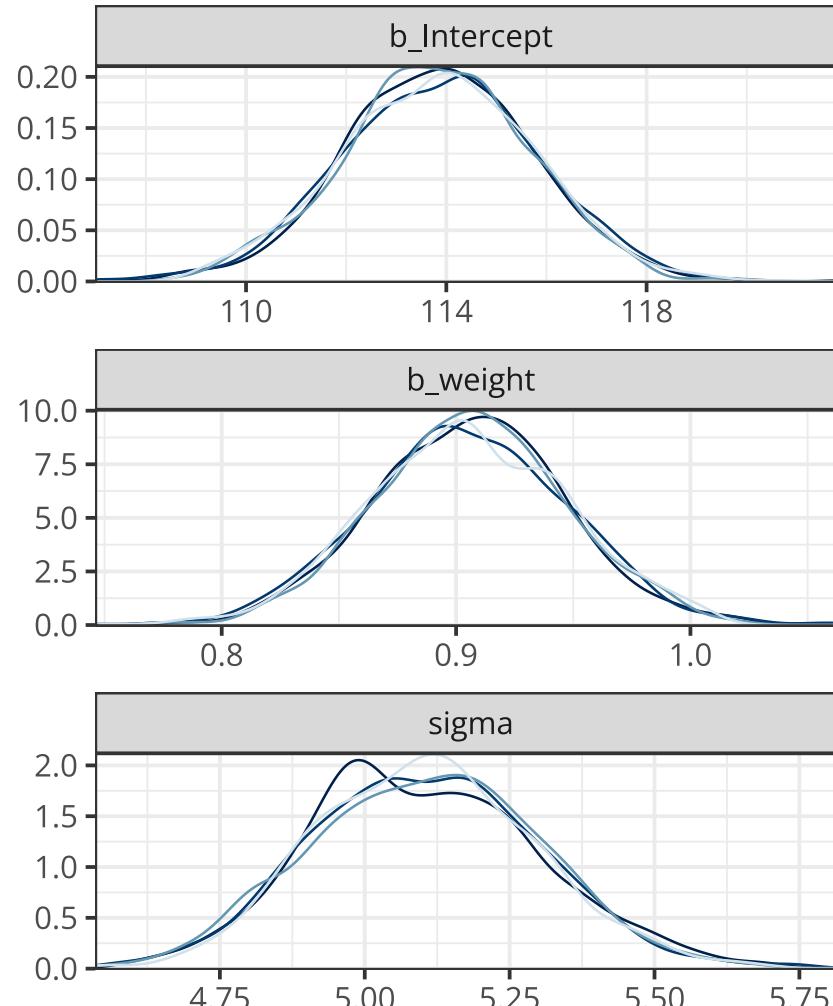
Évaluation des MCMC - Implémentation via brms

```
1 library(tidyverse)
2 library(imsb)
3 library(brms)
4
5 d <- open_data(howell)
6 d2 <- d %>% filter(age >= 18)
7
8 priors <- c(
9   prior(normal(150, 20), class = Intercept),
10  prior(normal(0, 10), class = b),
11  prior(exponential(0.01), class = sigma)
12 )
13
14 mod1 <- brm(
15   formula = height ~ 1 + weight,
16   prior = priors,
17   family = gaussian(),
18   data = d2,
19   chains = 4, # nombre de MCMCs
20   iter = 2000, # nombre total d'itérations (par chaîne)
21   warmup = 1000, # nombre d'itérations pour le warm-up
22   thin = 1 # thinning (1 = no thinning)
23 )
```

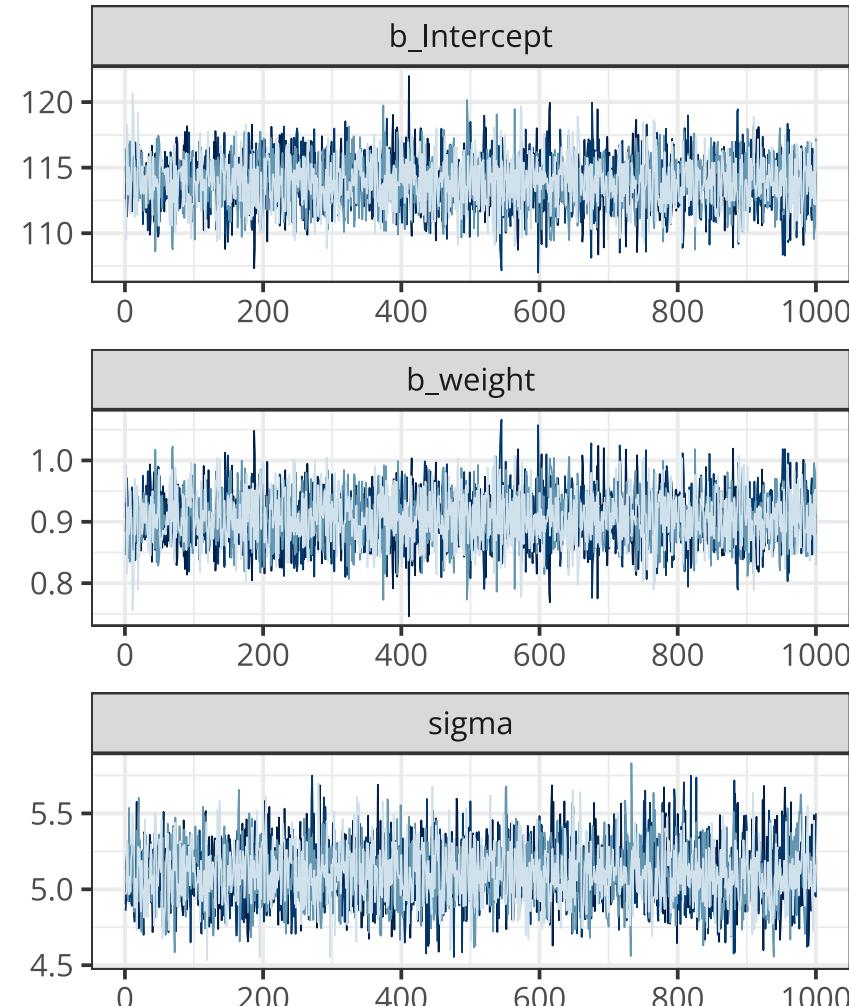


Évaluation des MCMC - Implémentation via brms

```
1 # combo can be hist, dens, dens_overlay, trace, trace_highlight...
2 # cf. https://mc-stan.org/bayesplot/reference/MCMC-overview.html
3 plot(x = mod1, combo = c("dens_overlay", "trace") )
```



Chain
— 1
— 2
— 3
— 4

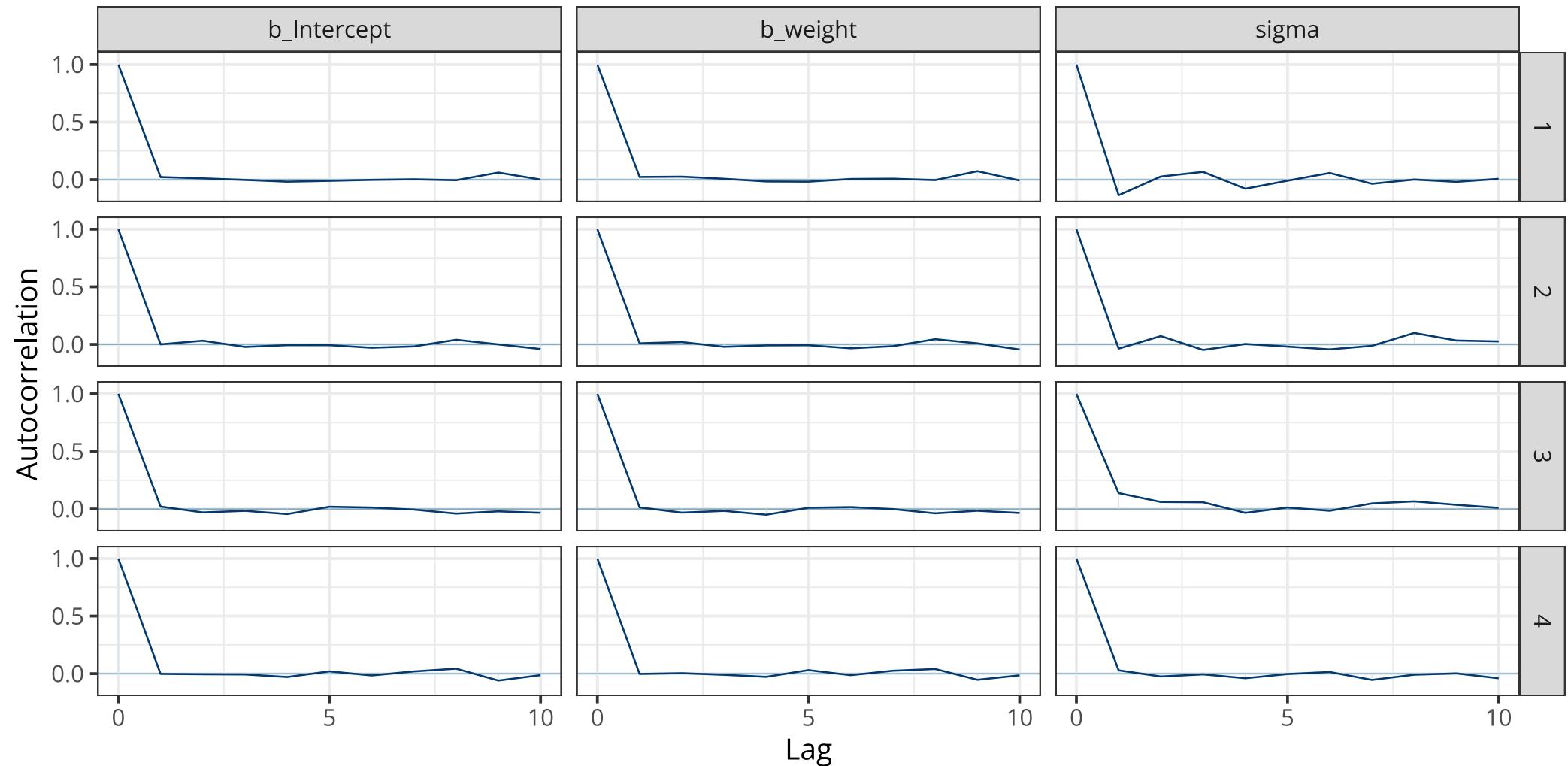


Chain
— 1
— 2
— 3
— 4



Évaluation des MCMC - Implémentation via brms

```
1 library(bayesplot)
2 post <- posterior_samples(mod1, add_chain = TRUE)
3 post %>% mcmc_acf(pars = vars(b_Intercept:sigma), lags = 10)
```



Évaluation des MCMC - Implémentation via brms

```
1 summary(mod1)
```

Family: gaussian
 Links: mu = identity; sigma = identity
 Formula: height ~ 1 + weight
 Data: d2 (Number of observations: 352)
 Draws: 4 chains, each with iter = 2000; warmup = 1000; thin = 1;
 total post-warmup draws = 4000

Population-Level Effects:

	Estimate	Est.Error	l-95%	CI	u-95%	CI	Rhat	Bulk_ESS	Tail_ESS
Intercept	113.85	1.90	110.06	117.50	1.00	3941	2643		
weight	0.91	0.04	0.83	0.99	1.00	3927	2793		

Family Specific Parameters:

	Estimate	Est.Error	l-95%	CI	u-95%	CI	Rhat	Bulk_ESS	Tail_ESS
sigma	5.10	0.20	4.74	5.50	1.00	3663	3059		

Draws were sampled using sampling(NUTS). For each parameter, Bulk_ESS and Tail_ESS are effective sample size measures, and Rhat is the potential scale reduction factor on split chains (at convergence, Rhat = 1).



Évaluation des MCMC - Implémentation via brms

Bulk-ESS fait référence à l'ESS calculé sur la distribution des échantillons normalisée par leur rang, et plus particulièrement autour de la position centrale de cette distribution (e.g., moyenne ou médiane). On recommande que le Bulk-ESS soit au moins 100 fois plus élevé que le nombre de chaînes (i.e., pour 4 chaînes, le Bulk-ESS devrait être d'au moins 400).

Tail-ESS donne le minimum de l'ESS calculé pour les quantiles à 5% et 95% (i.e., pour les queues de la distribution des échantillons normalisés par leur rang). Cette valeur doit être élevée si nous accordons de l'importance à l'estimation des valeurs extrêmes (par exemple pour calculer un intervalle de crédibilité).

Quand tout va mal, voir ces [recommendations](#) de l'équipe de Stan concernant les choix de prior, ou ce [guide](#) concernant les messages d'erreur fréquents. Voir aussi [l'article récent](#) ou [cet article de blog](#), introduisant ces nouveaux indices.

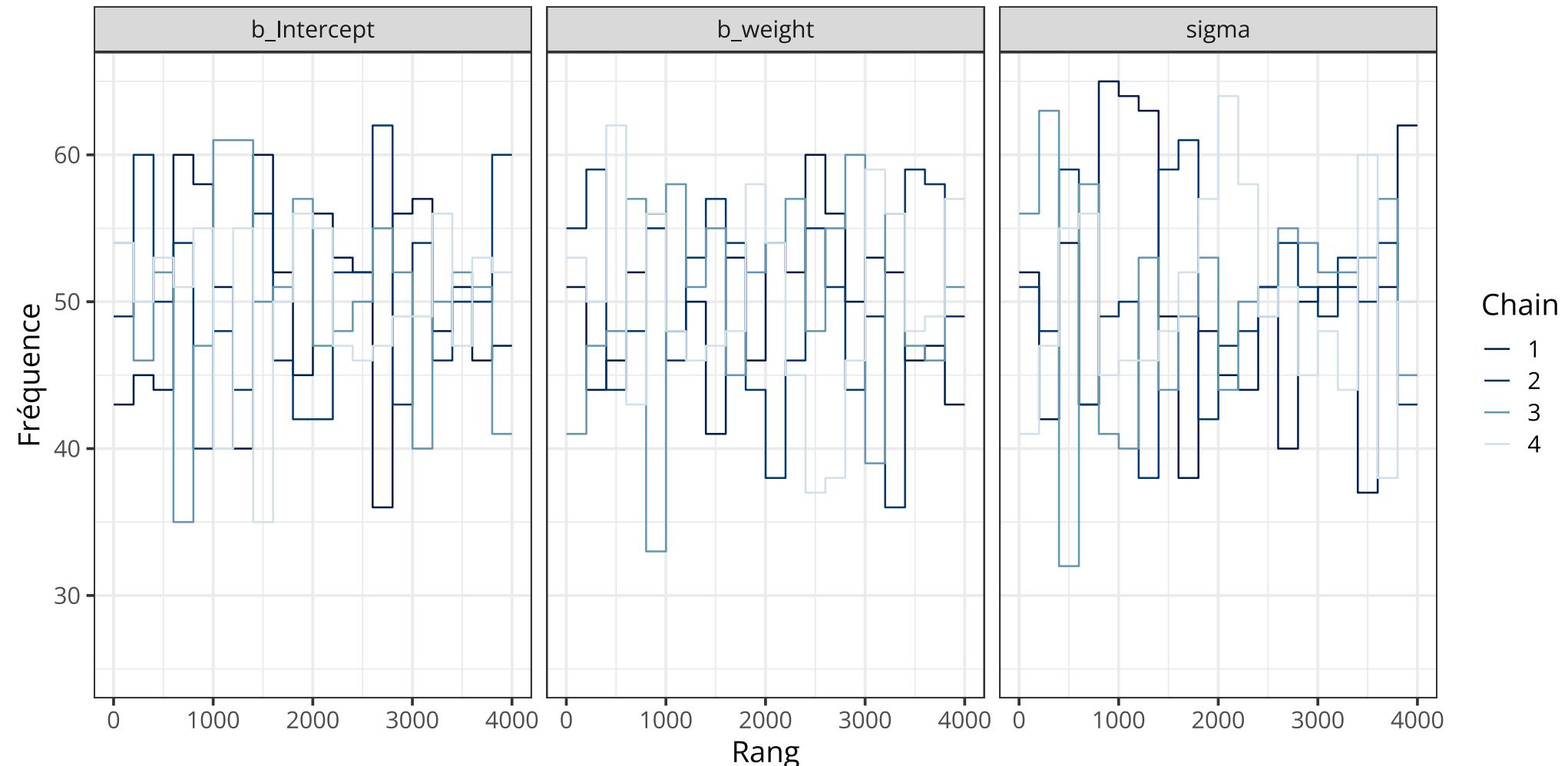


Évaluation des MCMC - Implémentation via brms

```

1 post %>% # rank plots
2   mcmc_rank_overlay(pars = vars(b_Intercept:sigma) ) +
3   labs(x = "Rang", y = "Fréquence") +
4   coord_cartesian(ylim = c(25, NA) )

```



Résumé du cours

Nous avons introduit et discuté l'utilisation d'échantillonneurs pour obtenir des échantillons issus de la distribution postérieure (non-normalisée). Ces échantillons peuvent ensuite être utilisés pour calculer différentes statistiques de la distribution postérieure (e.g., moyenne, médiane, HDI).

L'algorithme Metropolis-Hastings peut être utilisé pour n'importe quel problème pour lequel une vraisemblance peut être calculée. Cependant, bien que cet algorithme soit simple à coder, sa convergence peut être très lente... De plus, cet algorithme ne fonctionne pas bien lorsqu'il existe de fortes corrélations entre les différents paramètres...

L'algorithme HMC évite ces problèmes en prenant en considération la géométrie de l'espace postérieur lors de son exploration (i.e., lorsque l'algorithme décide où il doit aller ensuite). Cet algorithme converge beaucoup plus rapidement, et donc moins d'échantillons seront nécessaires pour approcher la distribution postérieure.

Le résultat d'une inférence bayésienne est donc, en pratique, un ensemble d'échantillons obtenus en utilisant des MCMCs. La fiabilité des ces estimations doit être évaluée en vérifiant (visuellement et numériquement) que les MCMCs ont bien convergé vers une solution optimale.



Travaux pratiques

On s'intéresse à la performance économique des capitales `rgdppc_2000` en fonction de deux paramètres : la rudesse du paysage (plus ou moins vallonné) `rugged` et son appartenance au continent africain `cont_africa`.

```
1 library(tidyverse)
2 library(imsb)
3
4 d <- open_data(rugged) %>% mutate(log_gdp = log(rgdppc_2000) )
5 df1 <- d[complete.cases(d$rgdppc_2000), ]
6 str(df1)
```

'data.frame': 170 obs. of 6 variables:
 \$ isocode : chr "AGO" "ALB" "ARE" "ARG" ...
 \$ country : chr "Angola" "Albania" "United Arab Emirates" "Argentina" ...
 \$ rugged : num 0.858 3.427 0.769 0.775 2.688 ...
 \$ cont_africa: int 1 0 0 0 0 0 0 0 1 ...
 \$ rgdppc_2000: num 1795 3703 20604 12174 2422 ...
 \$ log_gdp : num 7.49 8.22 9.93 9.41 7.79 ...



Travaux pratiques

Écrire le modèle qui prédit `log_gdp` en fonction de la rudesse du terrain, du continent, et de l'interaction de ces deux variables avec `brms::brm()`, en spécifiant vos propres priors. Examinez ensuite les estimations de ce modèle (interprétation des paramètres, diagnostiques des MCMCs).

$$\log(gdp_i) \sim \text{Normal}(\mu_i, \sigma_i)$$

$$\mu_i = \alpha + \beta_1 \times \text{rugged}_i + \beta_2 \times \text{continent}_i + \beta_3 \times (\text{rugged}_i \times \text{continent}_i)$$

$$\alpha \sim \dots$$

$$\beta_1, \beta_2, \beta_3 \sim \dots$$



Proposition de réponse

```
1 priors2 <- c(  
2   prior(normal(0, 100), class = Intercept),  
3   prior(normal(0, 10), class = b),  
4   prior(exponential(0.01), class = sigma)  
5 )  
6  
7 mod2 <- brm(  
8   formula = log_gdp ~ 1 + rugged * cont_africa,  
9   prior = priors2,  
10  family = gaussian(),  
11  data = df1,  
12  chains = 4, # nombre de MCMCs  
13  iter = 2000, # nombre total d'itérations (par chaîne)  
14  warmup = 1000 # nombre d'itérations pour le warm-up  
15 )
```



Proposition de réponse

```
1 summary(mod2)
```

Family: gaussian
 Links: mu = identity; sigma = identity
 Formula: log_gdp ~ 1 + rugged * cont_africa
 Data: df1 (Number of observations: 170)
 Draws: 4 chains, each with iter = 2000; warmup = 1000; thin = 1;
 total post-warmup draws = 4000

Population-Level Effects:

	Estimate	Est.Error	l-95% CI	u-95% CI	Rhat	Bulk_ESS	Tail_ESS
Intercept	9.22	0.14	8.95	9.50	1.00	2855	3168
rugged	-0.20	0.08	-0.36	-0.05	1.00	2445	3057
cont_africa	-1.95	0.23	-2.42	-1.51	1.00	2514	2530
rugged:cont_africa	0.40	0.13	0.14	0.65	1.00	2410	2640

Family Specific Parameters:

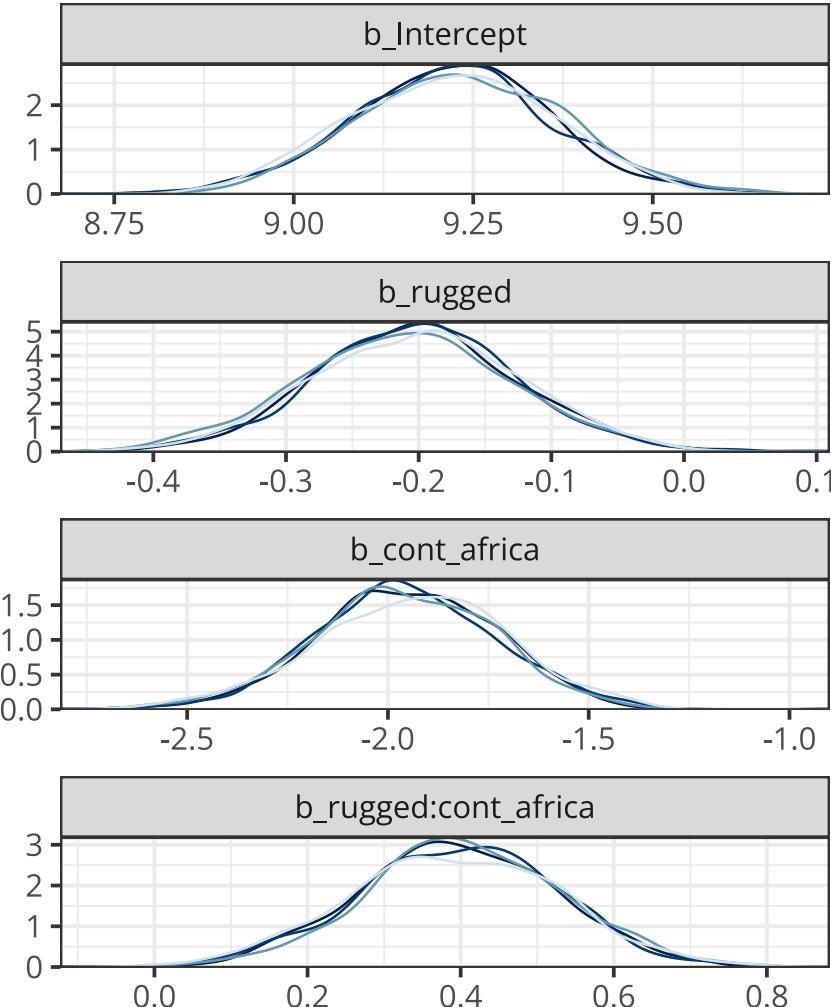
	Estimate	Est.Error	l-95% CI	u-95% CI	Rhat	Bulk_ESS	Tail_ESS
sigma	0.95	0.05	0.85	1.06	1.00	4578	2797

Draws were sampled using sampling(NUTS). For each parameter, Bulk_ESS and Tail_ESS are effective sample size measures, and Rhat is the potential scale reduction factor on split chains (at convergence, Rhat = 1).



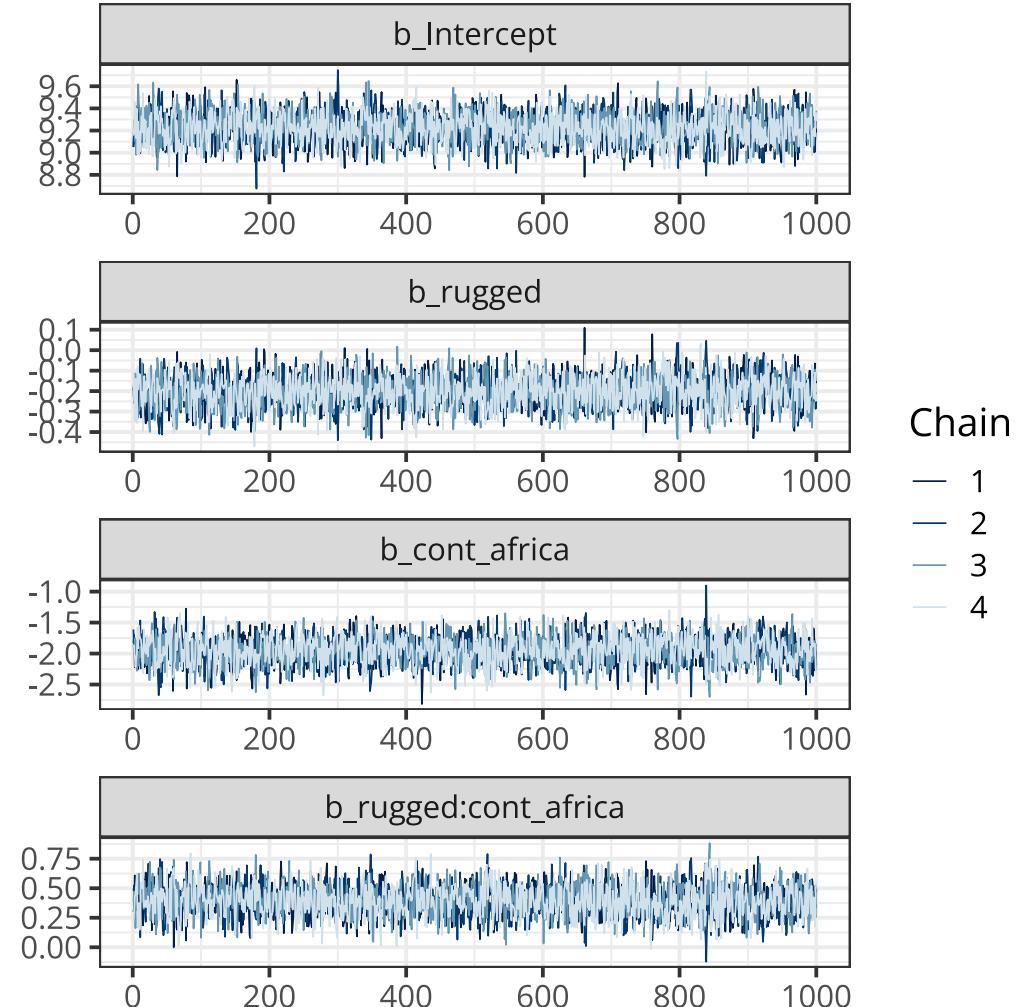
Proposition de réponse

```
1 plot(x = mod2, combo = c("dens_overlay", "trace"), pars = "^b_")
```



Chain

- 1
- 2
- 3
- 4



Chain

- 1
- 2
- 3
- 4



Proposition de réponse

```
1 pairs(x = mod2, np = nuts_params(mod2) ) # voir ?nuts_params
```

