

Devoir 3 MCMC

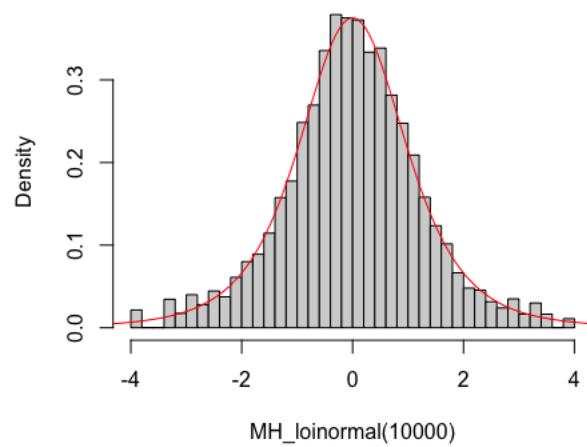
Aminata Ndiaye

September 2022

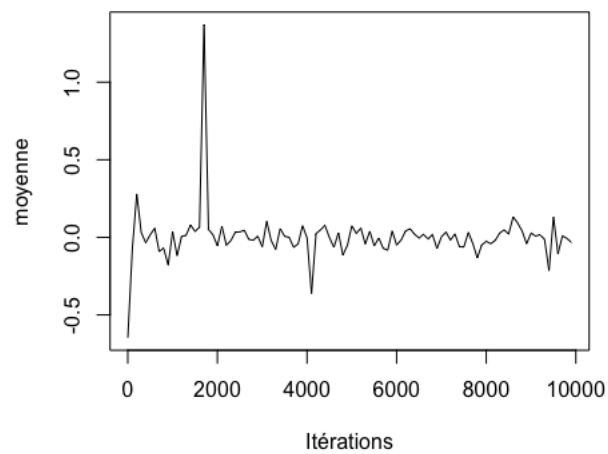
1 Exercice 7.2

Voir fichier R

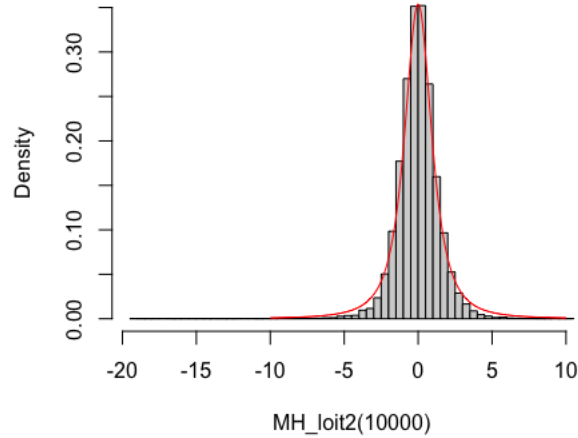
Simulations avec algo MH et loi normale



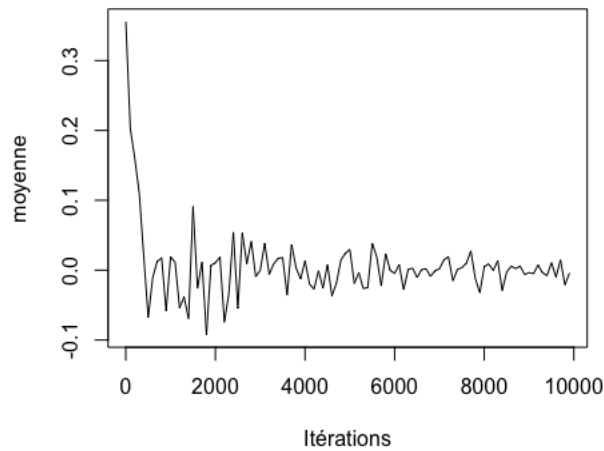
Monitoring MH loi normale



Simulations avec algo MH et loi de student



Monitoring MH avec loi de student



2 Exercice 6.12

2.1 a)

Nous cherchons à montrer que

$$\mathbb{P}(Z_{n+1} = z_{n+1} | Z_1, \dots, Z_n) = \mathbb{P}(Z_{n+1} = z_{n+1} | Z_n)$$

Remarquons que

$$Z_0 = Y_0, Z_1 = Y_0 + Y_1, \dots, Z_n = Y_0 + \dots + Y_n$$

Comme les Y_0, \dots, Y_n sont indépendants de Y_{n+1} , les z_0, \dots, z_n étant des sommes (transformations mesurables) de variables aléatoires indépendantes de Y_{n+1} , ils sont également indépendants de Y_{n+1} . Donc :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(Z_{n+1} = z_{n+1} | Z_1, \dots, Z_n) &= \mathbb{P}(Z_n + Y_{n+1} = z_{n+1} | Z_1, \dots, Z_n) \\ &= \mathbb{P}(Z_n + Y_{n+1} = z_{n+1} | Z_n) \\ &= \mathbb{P}(Z_{n+1} = z_{n+1} | Z_1) \end{aligned}$$

$(Z_n)_{n \in \mathbb{N}_+}$ vérifie la propriété de Markov.

2.2 b)

Montrons que :

$$V_{n+1}^+ = \begin{cases} V_n^+ - 1 & \text{si } V_n^+ > 1 \\ Y_i & \text{sinon.} \end{cases}$$

Supposons que $V_n^+ = k$ avec $k > 1$.

Posons $m_1 \in \mathbb{N}_+$ tel que, $V_n^+ = \sum_{i=0}^{m_1} Y_i - n = k$. On a que :

$$V_n^+ - 1 = \sum_{i=0}^{m_1} Y_i - n - 1 = k - 1$$

Montrons que $V_{n+1}^+ = V_n^+ - 1$ si $V_n^+ > 1$

Supposons qu'il existe m_2 tel que :

$$0 < \sum_{i=0}^{m_2} Y_i - n - 1 < k - 1$$

$$1 < \sum_{i=0}^{m_2} Y_i - n < k$$

Cela veut dire qu'il existe m_2 tel que :

$$1 < \sum_{i=0}^{m_2} Y_i - n < V_n^+$$

Ce qui est contraire à la définition de V_n^+ . Donc on a bien que $V_{n+1}^+ = V_n^+ - 1$ si $V_n^+ > 1$.

Maintenant montrons que $V_{n+1}^+ = Y_i$ si $V_n^+ = 1$

Posons \tilde{m} tel que :

$$V_n^+ = Z\tilde{m} - n = 1$$

Donc $Z\tilde{m} - n - 1 = 0$. Par définition de V_n^+ , V_{n+1}^+ ne peut pas être égale à $Z\tilde{m} - n - 1 = 0$. De plus comme (Z_n) est croissante, le m tel que $V_{n+1}^+ = Zm - n - 1$ est strictement plus grand que \tilde{m} .

De plus comme $Y_i \in \mathbb{N}_+$, m est égale à $\tilde{m} + 1$. Donc :

$$\begin{aligned} V_{n+1}^+ &= \sum_{i=0}^{m+1} Y_i - n - 1 \\ &= Y_{m+1} + V_n^+ - 1 \\ &= Y_{m+1} \sim Y_i \end{aligned}$$

2.3 c)

Nous avons montré que :

$$V_{n+1}^+ = \begin{cases} V_n^+ - 1 & \text{si } V_n^+ > 1 \\ Y_i & \text{sinon.} \end{cases}$$

Ainsi V_{n+1}^+ ne dépend que de V_n^+ et de Y_i indépendant des V_n^+ . V_n^+ est donc une chaîne de Markov.

3 Exercice 6.2

Soit (X_n) une chaîne de Markov homogène en temps :

$$\exists P \ E \times E \longrightarrow [0, 1] \text{ tel que } \forall n \in \mathbb{N}, \forall (x, y) \in E \times E$$

$$P(x, y) = \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_n = x)$$

Soit K la noyau de transition de la chaîne de Markov, $A \subset E$:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_{n+1} \in A | X_n = x) &= K(x, A) \\ &= \sum_{y \in A} P(x, y) \text{ (qui ne dépend pas de } n\text{)}\end{aligned}$$

Dans le cas d'un ensemble E fini, la matrice de transition Q est une matrice carrée de coefficient $q_{i,j} = P(e_i, e_j)$, avec les (e_n) les éléments de E . Cette matrice est donc constante.