3: Apply Metropolis-Hasting algorithm with $g(\cdot | x) \sim U(x - \epsilon, x + \epsilon)$ to simulate data from $\pi(\cdot) \sim N(0,1)$.

(i)

Proposal distribution:

$$\mathbf{g}(y|\mathbf{x}) \sim \mathbf{U}(\mathbf{x} - \varepsilon , \mathbf{x} + \varepsilon)$$
 where
$$\mathbf{g}(y|\mathbf{x}) = \begin{cases} \frac{1}{2\varepsilon} & , y \in (\mathbf{x} - \varepsilon , \mathbf{x} + \varepsilon) \\ 0 & , o.w. \end{cases}$$

Acceptance probability:

$$\alpha(x,y) = \min\{ \frac{\pi(y)g(x|y)}{\pi(x)g(y|x)}, 1 \}$$

Metropolis-Hasting algorithm:

Step 1: start with $\,X^{(0)}=x^{(0)}\,$ s. t. $\pi\big(x^{(0)}\big)>0\,$.

Step 2: generate $y \sim g(\cdot | x^{(m)}) \sim U(x^{(m)} - \varepsilon, x^{(m)} + \varepsilon)$.

Step 3: compute

$$\begin{split} \alpha \big(x^{(m)}, y \big) &= \min \{ \; \frac{\pi(y) g \big(x^{(m)} \big| y \big)}{\pi(x^{(m)}) g \big(y \big| x^{(m)} \big)}, 1 \; \; \} \\ &= \; \begin{cases} \exp \left(-\frac{y^2}{2} + \frac{x^{(m) \ 2}}{2} \right) \; , \big| x^{(m)} \big| \leq |y| \\ 1 \; , o. \, w. \end{cases} \end{split}$$

Step 4: generate $u \sim U(0,1)$

If $u \le \alpha(x^{(m)}, y)$, then set $x^{(m+1)} = y$.

Otherwise, set $x^{(m+1)} = x^{(m)}$.

Repeat Step 2~4, we have $x^{(1)}, x^{(2)}, ..., x^{(n)} \sim N(0,1)$

• Simulation:

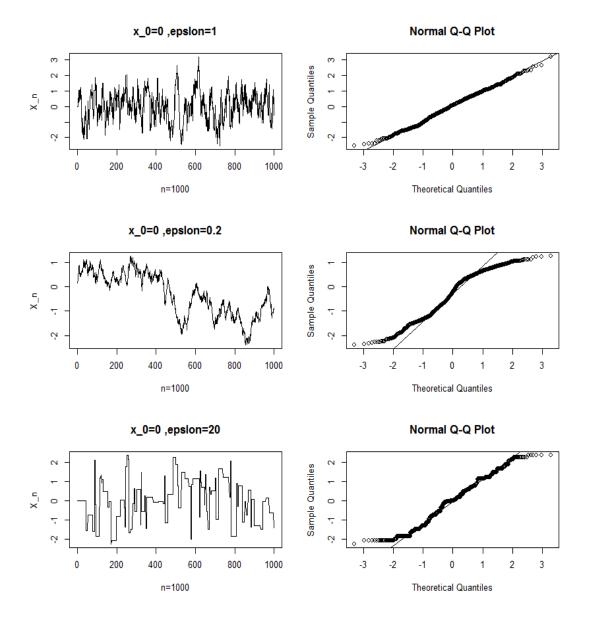
Case 1:

$$x^{(0)}=0$$
 , $n=1000$, $\epsilon_1=1$, $\epsilon_2=0.2$, $\epsilon_3=20$.

我們發現不同的 ε 將造成生成的 $\mathbf{x}^{(1)}, \mathbf{x}^{(2)}, ..., \mathbf{x}^{(1000)}$ 不一定是 $\mathbf{N}(0,1)$ 。 (如下的右圖)

首先,把 $g(y|x^{(m)})$ 想成是給定現在狀態 $x^{(m)}$ 轉移到狀態 y 的機率,而 $\alpha(x^{(m)},y)$ 則是接受 "狀態 $x^{(m)}$ 轉移到狀態 y " 的機率。

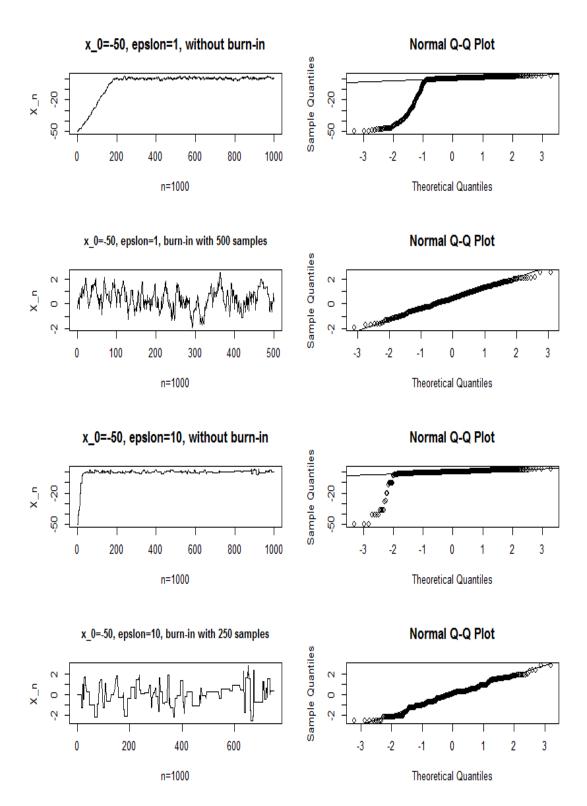
因為 ϵ 會影響著 $y \sim g(\cdot | x^{(m)})$ 的可能值,所以如果 ϵ 大,則轉移前後的差異也相對的大;如果 ϵ 小,轉移前後的差異也相對的小。(如下的左 圖)



Case 2: $x^{(0)} = -50 \ \ , \ n = 1000 \quad \ , \epsilon_1 = 1 \quad \ , \epsilon_2 = 10 \ \ . \label{eq:case2}$

首先,起始狀態 $\mathbf{x}^{(0)} = -50$,如果 $\epsilon_1 = 1$ (上例中不算太大也不算太小),則發現它需要一些步數才定進入服從 $\mathbf{N}(0,1)$ 的狀態。也就是說,如果我們起始點選的不夠好,此演算法需要所謂的暖機時間,才能夠穩定的生成我們想要的分佈。(如下圖上半部)

如果取 $\epsilon_2 = 10$,雖然能夠減少暖機時間,但是,相對的會遇到 case 1 中 ϵ 大,轉移前後的差異也大,使得生成出來的不服從 N(0,1)。



(ii)

To estimate $E(exp(Z^{16}))$.

Note:

By Ergodic theorem,

 $\{X_k\}_{k=1}$ be an irreducible and aperiodic with stationary distribution $\ \pi(\cdot)$ Then,

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\exp(X_i^{16}) \stackrel{P}{\rightarrow} E_{\pi}(\exp(Z^{16}))$$

Simulation:

By (i), with
$$\,x^{(0)}=0\,\,$$
 , $n=1000\,$, $\,\epsilon=1\,$

Since
$$\frac{1}{\mathbf{n}} \sum_{i=1}^n \exp(X_i^{16}) = \infty$$
 ,

In this case, we can not estimate $E(exp(Z^{16}))$.