

베이지데이터분석 / 이재용 교수

10강

메트로폴리스 - 헤이스팅스 알고리즘



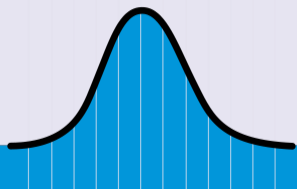


목차

- 메트로폴리스-헤이스팅스 알고리즘

- 정규분포의 예

- 코시 모형의 예



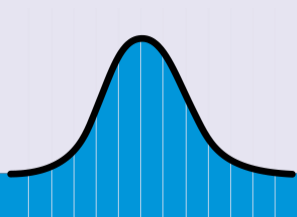


목차

➤ 메트로폴리스-헤이스팅스 알고리즘

➤ 정규분포의 예

➤ 코시 모형의 예



목표

주어진 목표 분포 $\pi(x)$ 를 정상분포(stationary distribution)으로 갖는 마르코프체인의 커널 $K(x, dy)$ 를 구하고자 한다.

상세평형조건(Detailed balance condition)

앞에서 상세평형조건

$$\pi(dx)K(x, dy) = \pi(dy)K(y, dx), \forall x, y \in S$$

을 만족하면 π 가 커널 $K(x, dy)$ 의 정상분포가 된다.

문제

$q(x, y)$ 가 주어진 임의의 커널이라고 하자.

$q(x, y)$ 로부터 상세평형조건을 만족하는 커널 $K(x, y)$ 를 구할 수 있나?

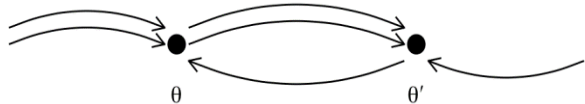
메트로폴리스-헤이스팅스 알고리즘의 유도

- ▶ $\pi(x)q(x, y) > \pi(y)q(y, x)$ 이라고 가정하자. $\alpha(x, y) = \frac{\pi(y)q(y, x)}{\pi(x)q(x, y)}$ 라고 하면,

$$\pi(x)q(x, y)\alpha(x, y) = \pi(y)q(y, x)$$

가 만족한다.

- ▶ 위의 식을 이용해서 커널을 구할 수 있다. 상세평형조건이 성립하지 않게 하는 확률만큼 자기 자신으로 되돌린다.



단계 1 (초기화) $x^{(0)}$ 를 정한다.

단계 2 (메트로폴리스 – 헤이스팅스 반복)

$t = 1, 2, \dots, m$ 에 대해서 다음을 수행한다.

(i) (후보값과 균등확률변수 추출)서로 독립이 되도록 x, u 를 추출한다.

$$x \sim q(x^{(t-1)}, \cdot),$$

$$u \sim U(0, 1).$$

(ii) (합격확률의 계산)

$$\alpha(x^{(t-1)}, x) = \min\left\{1, \frac{\pi(x)q(x, x^{(t-1)})}{\pi(x^{(t-1)})q(x^{(t-1)}, x)}\right\}$$

를 계산한다.

(iii) $x^{(t)}$ 값의 결정

$$x^{(t)} = \begin{cases} x, & \text{if } u \leq \alpha(x^{(t-1)}, x) \\ x^{(t-1)}, & \text{if } u > \alpha(x^{(t-1)}, x). \end{cases}$$

임의보행 메트로폴리스-헤이스팅스(random-walk MH)

0에 대해 대칭인 분포 g 에 대해,

제안 커널이 $q(x^{(t-1)}, \cdot) = g(\cdot - x^{(t-1)})$ 의 형태를 가지면,

이를 통해 생성되는 MH 커널을 임의보행메트로폴리스 커널이라고 한다.

예

많이 쓰는 예는 $q(x^{(t-1)}, x) = U(x^{(t-1)} - d, x^{(t-1)} + d)$ 와

$N(x^{(t-1)}, d^2)$ 가 있다. 여기서 $d > 0$ 이다.

독립 메트로폴리스-헤이스팅스(independent MH)

어떤 분포 g 에 대해, 제안 커널 $q(x^{(t-1)}, \cdot) = g(\cdot)$ 와 같아서,
체인의 이전 값 $x^{(t-1)}$ 에 의존하지 않을 때,
이로부터 생성되는 MH 커널을 독립 MH 커널이라고 한다.
이 경우, $g(\cdot) \approx \pi(\cdot)$ 인 것이 좋다.

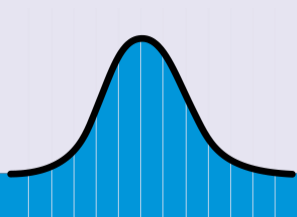


목차

➤ 메트로폴리스-헤이스팅스 알고리즘

➤ 정규분포의 예

➤ 코시 모형의 예



예. 정규분포. 임의보행 메트로폴리스

목표 밀도함수

$$\pi(\theta) \propto e^{-\frac{1}{2}\theta^2}, \theta \in \mathbb{R}$$

제안 전이핵: 임의보행 메트로폴리스

$$Q(\theta^{(t-1)}, \theta^*) = N(\theta^* | \theta^{(t-1)}, d^2), d > 0$$

$$q(\theta^{(t-1)}, \theta^*) = e^{-\frac{1}{2d^2}(\theta^* - \theta^{(t-1)})^2}$$

합격 확률

$$\begin{aligned}\alpha(\theta^{(t-1)}, \theta^*) &= \min \left\{ 1, \frac{\pi(\theta^*)q(\theta^*, \theta^{(t-1)})}{\pi(\theta^{(t-1)})q(\theta^{(t-1)}, \theta^*)} \right\} \\ &= \min \{ 1, e^{\frac{1}{2}(\theta^{(t-1)})^2 - (\theta^*)^2} \}.\end{aligned}$$

알고리즘

단계 1 (초기화) $\theta^{(0)}$ 와 $d > 0$ 를 정한다.

단계 2 (메트로폴리스 – 헤이스팅스 반복)

$t = 1, 2, \dots, m$ 에 대해서 다음을 수행한다.

(i) (후보값과 균등확률변수 추출) 서로 독립이 되도록 θ^* 와 u 를 추출한다.

$$\theta^* \sim N(\theta^{(t-1)}, d^2),$$

$$u \sim U(0, 1).$$

(ii) (합격확률의 계산)

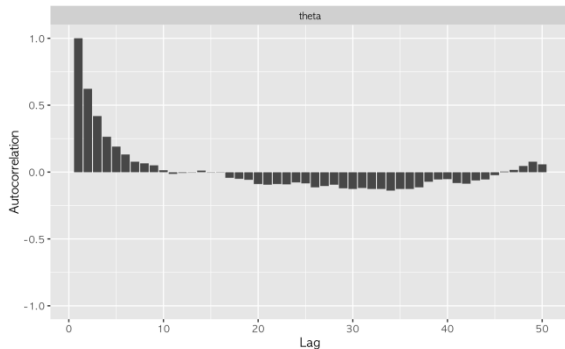
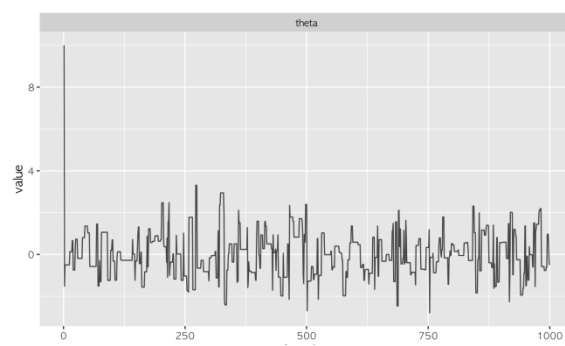
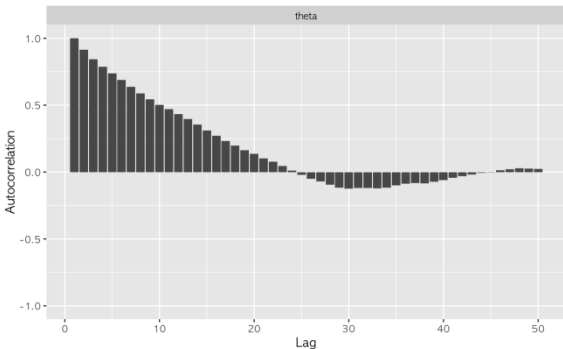
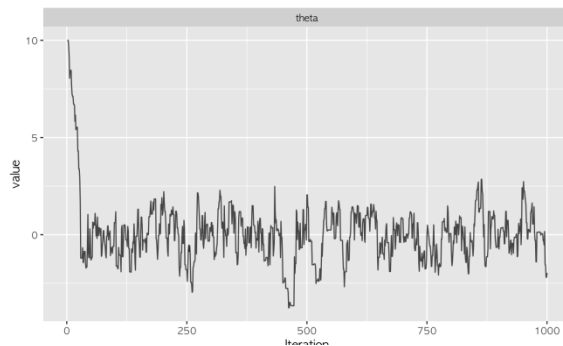
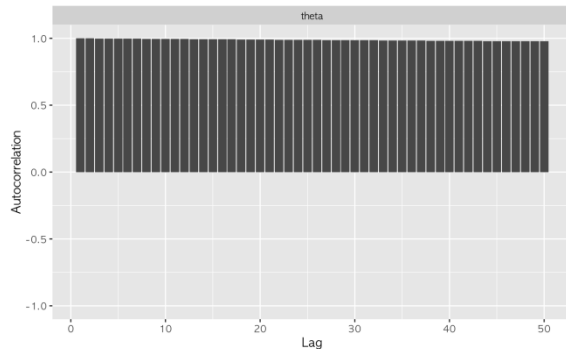
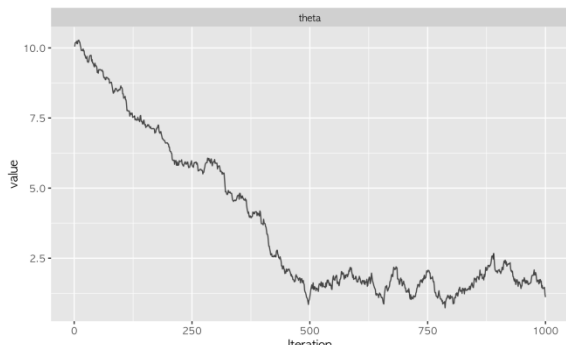
$$\alpha(\theta^{(t-1)}, \theta^*) = \min\{1, e^{\frac{1}{2}(\theta^{(t-1)})^2 - (\theta^*)^2}\}$$

를 계산한다.

(iii) $\theta^{(t)}$ 값의 결정

$$\theta^{(t)} = \begin{cases} \theta^*, & \text{if } u \leq \alpha(\theta^{(t-1)}, \theta^*) \\ \theta^{(t-1)}, & \text{if } u > \alpha(\theta^{(t-1)}, \theta^*). \end{cases}$$

임의보행 제안커널의 표준편차와 수렴성



왼쪽부터 제안커널의 표준편차는 $d = 0.1, 1, 40$ 이고
합격 확률은 0.88, 0.699, 0.286이다.

예. 정규분포. 독립 메트로폴리스

목표 밀도함수

$$\pi(\theta) = e^{-\frac{1}{2}\theta^2}, \theta \in \mathbb{R}$$

제안 전이핵: 독립 메트로폴리스

$$Q(\theta^{(t-1)}, \theta^*) = N(\theta^* | \mu, d^2), \mu \in \mathbb{R}, d > 0$$

$$q(\theta^{(t-1)}, \theta^*) = e^{-\frac{1}{2d^2}(\theta^* - \mu)^2}$$

합격 확률

$$\alpha(\theta^{(t-1)}, \theta^*) = \min \left\{ 1, \frac{\pi(\theta^*)q(\theta^*, \theta^{(t-1)})}{\pi(\theta^{(t-1)})q(\theta^{(t-1)}, \theta^*)} \right\}$$

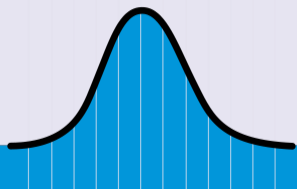
$$= \min \left\{ 1, \frac{e^{-\frac{1}{2}(\theta^*)^2} e^{-\frac{1}{2d^2}(\theta^{(t-1)} - \mu)^2}}{e^{-\frac{1}{2}(\theta^{(t-1)})^2} e^{-\frac{1}{2d^2}(\theta^* - \mu)^2}} \right\}.$$

$$= \min \left\{ 1, \exp \left[-\frac{1}{2} \left((\theta^*)^2 - (\theta^{(t-1)})^2 \right) - \frac{1}{2d^2} (\theta^{(t-1)} - \theta^*) (\theta^{(t-1)} + \theta^* - 2\mu) \right] \right\}$$



목차

- 메트로폴리스-헤이스팅스 알고리즘
- 정규분포의 예
- 코시 모형의 예



$$x_1, \dots, x_n | \mu, \sigma \sim Ca(\mu, \sigma), \mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0$$

$$\pi(\mu, \sigma) d\mu d\sigma = \frac{1}{\sigma} d\mu d\sigma$$

위 모형의 사후분포를 임의보행 메트로폴리스 알고리즘으로 근사해보자.

▶ 코쉬분포의 밀도함수는

$$f(x|\mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma} \frac{1}{1 + \left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)^2}, x \in \mathbb{R}$$

이다.

- ▶ 사전분포는 부적절 사전분포이므로,
사후분포가 적절 분포임을 보여야 한다.
여기서는 적절 분포라는 것을 가정하고 시작한다.

▶ (사후분포)

$$\pi(\mu, \sigma | x) = \pi_n(\mu, \sigma)$$

$$\propto \frac{1}{\sigma} \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sigma} \frac{1}{1 + \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma}\right)^2}$$

$$\propto \frac{1}{\sigma^{n+1}} \prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma}\right)^2}$$

- ▶ (변수의 변환) $\xi = \log \sigma$ 로 변수를 변환한다.

$$d\xi = \frac{1}{\sigma} d\sigma, \sigma = e^\xi, d\sigma = \sigma d\xi = e^\xi d\xi$$

임을 이용한다. 사후분포를 π_n 으로 표시하자.

$$\begin{aligned} & \pi_n(\mu, \sigma) d\mu d\sigma \\ &= \frac{1}{\sigma^{n+1}} \prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma}\right)^2} d\mu d\sigma \end{aligned}$$

$\sigma = e^\xi, d\sigma = e^\xi d\xi$ 로 대치한다.

$$= e^{-(n+1)\xi} \prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + e^{-2\xi} (x_i - \mu)^2} d\mu e^\xi d\xi$$

코쉬 모형: 사후분포의 유도

$$= e^{-n\xi} \prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + e^{-2\xi}(x_i - \mu)^2} d\mu d\xi$$

이다. 따라서,

$$\pi_n(\mu, \xi) = e^{-n\xi} \prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + e^{-2\xi}(x_i - \mu)^2}$$

이다. 이를 이용해 사후표본을 추출한다.

▶ (μ 의 추출을 위한 제안커널과 합격확률)

$\mu^{(t-1)}$ 이 주어져 있을 때, μ 의 제안커널로 $N(\mu^{(t-1)}, b^2)$, $b > 0$ 을 쓰기로 한다.

μ 의 합격확률을 계산해보자.

$$\alpha(\mu^{(t-1)}, \mu) = \min \left\{ 1, \frac{\prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + e^{-2\xi} (x_i - \mu)^2} \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2b^2}(\mu^{(t-1)} - \mu)^2}}{\prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + e^{-2\xi} (x_i - \mu^{(t-1)})^2} \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2b^2}(\mu - \mu^{(t-1)})^2}} \right\}$$
$$= \min \left\{ 1, \prod_{i=1}^n \frac{1 + e^{-2\xi} (x_i - \mu^{(t-1)})^2}{1 + e^{-2\xi} (x_i - \mu)^2} \right\}$$

➤ (ξ 의 추출을 위한 제안커널과 합격확률)

$\xi^{(t-1)}$ 이 주어져 있을 때, ξ 의 제안커널로 $N(\xi^{(t-1)}, d^2)$, $d > 0$ 을 쓰기로 한다.

ξ 의 합격확률을 계산해보자.

$$\begin{aligned}\alpha(\xi^{(t-1)}, \xi) &= \min \left\{ 1, \frac{e^{-n\xi} \prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + e^{-2\xi} (x_i - \mu)^2}}{e^{-n\xi^{(t-1)}} \prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + e^{-2\xi^{(t-1)}} (x_i - \mu)^2}} \right\} \\ &= \min \left\{ 1, e^{n(\xi^{(t-1)} - \xi)} \prod_{i=1}^n \frac{1 + e^{-2\xi^{(t-1)}} (x_i - \mu)^2}{1 + e^{-2\xi} (x_i - \mu)^2} \right\}\end{aligned}$$

단계 1. (초기화) $\mu^{(0)} = \bar{x}, \xi^{(0)} = \log s$ 로 정한다.

단계 2. (MH 단계) $t = 1, 2, \dots, m$ 에 대해 다음을 수행한다.

(i) $(\mu^{(t)})$ 의 추출

1. 아래의 분포에서 μ, U 를 추출한다.

$$\mu \sim N(\mu^{(t-1)}, b^2)$$

$$U \sim U(0, 1)$$

2. $\alpha(\mu^{(t-1)}, \mu)$ 를 계산한다.

3. $U \leq \alpha(\mu^{(t-1)}, \mu)$ 이면, $\mu^{(t)} = \mu$;

그렇지 않으면, $\mu^{(t)} = \mu^{(t-1)}$ 로 놓는다.

(ii) $(\xi^{(t)})$ 의 추출

1. 아래의 분포에서 ξ, U 를 추출한다.

$$\xi \sim N(\xi^{(t-1)}, d^2)$$

$$U \sim U(0, 1)$$

2. $\alpha(\xi^{(t-1)}, \xi)$ 를 계산한다.

3. $U \leq \alpha(\xi^{(t-1)}, \xi)$ 이면, $\xi^{(t)} = \xi$;

그렇지 않으면, $\xi^{(t)} = \xi^{(t-1)}$ 로 놓는다.

자료

```
x = rcauchy(10, location=1, scale = 2)
```

```
n=length(x)
```

MH 샘플러의 초기화.

```
m = 5000
```

```
mu.jump = 2
```

```
xi.jump = 2
```

```
po.mu = NULL
```

```
po.xi = NULL
```

```
mu = median(x)
```

```
sig = mad(x)
```

```
xi = log(sig)
```

사후표본 추출

```
for(j in 1:m) {  
  muc = rnorm(1, mu, mu.jump)  
  u = runif(1, 0,1)  
  log.accept.mu = sum(log((1+exp(-2*xi)*(x-mu)^2)/(1+exp(-2*xi)*(x-muc)^2)))  
  if(u < exp(log.accept.mu)) mu = muc  
  
  xic = rnorm(1, xi, xi.jump)  
  u = runif(1, 0, 1)  
  log.accept.xi = n*(xi-xic)+sum(log((1+exp(-2*xi)*(x-mu)^2)/(1+exp(-2*xic)*(x-mu)^2)))  
  if(u < exp(log.accept.xi)) xi = xic  
  
  po.mu = c(po.mu, mu)  
  po.xi = c(po.xi, xi)  
}  
po.sig = exp(po.xi)  
post.df = data.frame(mu = po.mu, sig=po.sig, xi=po.xi)
```

사후표본의 요약

```
library(dplyr)
```

```
library(coda)
```

```
library(ggmcmc)
```

```
post.df %>% as.mcmc %>% summary
```

```
post.df %>% as.mcmc %>% ggs %>% ggs_density
```

```
post.df %>% as.mcmc %>% ggs %>% ggs_traceplot
```

```
post.df %>% as.mcmc %>% ggs %>% ggs_autocorrelation
```

다음시간

11강

해밀턴몬테카를로

