## Algoritmo de Metropolis-Hastings

Dado  $X_{n-1}$ 

- 1) Simule  $Y_n \sim \mathcal{L}\left(Q(X),\cdot\right)$  y  $U \sim \mathrm{Uniforme}(0,1)$ .
- 2) Acepte  $\boldsymbol{X}_n = \boldsymbol{Y}_n$  si se cumple que

$$U \leq lpha(\pmb{X}_{n-1}, \pmb{Y}_n) = \min \left\{1, \ rac{f_k(\pmb{Y}_n)q(\pmb{Y}_n, \pmb{X}_{n-1})}{f_k(\pmb{X}_{n-1})q(\pmb{X}_{n-1}, \pmb{Y}_n)} 
ight\};$$

en caso contrario  $oldsymbol{X}_n = oldsymbol{X}_{n-1}.$ 

El algoritmo general de M-H permite un candidato q que sólo depende del estado prsente de la caena. Si ahora le pedimos que dicho candidato q sea independiente de este estado presente de la cadena (q(y|x)=g(y)), tenemos un caso especial del algoritmo.

## Algoritmo de Metrópolis-Hastings independiente

Dado  $x^{(t)}$ ,

1) Genera 
$$Y_t \sim g(y)$$
 y  $U \sim U(0,1)$ . Tomemos  $\alpha = \min \left( \frac{f(Y_t) g(x^{(t)})}{f(x^{(t)}) g(Y_t)}, 1 \right)$ 

2) Toma 
$$X^{(t+1)} = \begin{cases} Y_t & \text{si } U \leq \alpha, \\ x^{(t)} & \text{en caso contrario.} \end{cases}$$

Sean fig tales que 
$$f \in Mg$$
.  
Ent.  $\frac{f}{g} \in M \Rightarrow \frac{1}{M} \in \frac{g}{f}$   
 $P(A \text{ reptanion } A - R) = \frac{1}{M}$ 

Son x(1)
figa

$$P(Aceptación A-R) = \frac{1}{M}$$

$$P(Aceptación M-H) = P(M \in \frac{f(Y_t)g(x^{(t)})}{f(x^{(t)})})$$

 $f(\chi^{(1)})$ ... P(Aceptación A-R) < P(Aceptación M-H)

Veamos el siguiente ejemplo:

Consideremos la distribución objetivo

Consideremos la distribución candidata

a) Construyamos la constante M para el método de aceptación-rechazo:

$$f \in Mg$$

Table 1

$$f = Mg$$

Table 1

$$f = Mg$$

Table 1

$$f = Mg$$

Table 1

Table 2

Table 2

Table 3

Table 4

Betaldib) of Boxexp(-px)

Beta(
$$\alpha,\beta$$
) of  $\frac{\beta^{d}}{\beta^{n}} \propto^{n} \exp(-\beta \times)$ 

Beta( $\alpha,\delta$ ) of  $\frac{\beta^{d}}{\beta^{n}} \propto^{n} \exp(-\delta \times)$ 

$$\int_{0}^{\alpha} \propto^{n} \exp(-(\beta - \delta) \times)$$

$$\int_{0}^{\alpha} (x) = -al(b) + (a-a)(n(x)) - (\beta - b) \times$$

$$\int_{0}^{\alpha} (x) = \frac{d-a}{x} - (\beta - b)$$

 $L(x) = -aL(b) + (a-a)(n/x) - (\beta-b)x$ 

$$L(x) = -\alpha L(b) + (\alpha - \alpha) \ln(x) - (\beta - b) \times$$

$$L'(x) = \frac{d - \alpha}{x} - (\beta - b)$$

$$L'(x) = 0 \quad \angle = 0 \quad \angle = 0$$

 $\int_{-\infty}^{\infty} (x) = -\left(\frac{d-\alpha}{x^2}\right) \leq 0$ 

 $\int_{-\infty}^{\infty} (x) = 0 \quad \langle = \rangle \qquad \frac{\alpha - \alpha}{\beta - b} - \chi$ 

Tomemos 
$$\beta = 1$$
 Gamma  $(d, 1)$   
Ent  $x = \frac{d-a}{1-b}$  es máximo en  $\frac{f}{g}$   

$$\frac{d-a}{1-b} = \frac{d-a}{1-b} \exp\left(-(d-a)\right) = M(b)$$

$$\frac{f(x_0)}{g(x_0)} = \frac{b-a}{1-b} \exp\left(-(d-a)\right) = M(b)$$

$$A'(M(b)) = 0 \iff \frac{a = (\alpha - a)}{b}$$

$$A'(A - a) = (\alpha - a)b$$

$$A - ab = \alpha + b - ab$$

$$A'(M(b)) = \frac{a}{b^2} + \frac{(\alpha - a)}{(1 - b)^2}$$

la (ota M(6)

minimita a

l(M(b)) = -aln(b) + (a-a) [(n(a-a)-h(1-b))]

 $\sim (\lambda - \alpha)$ 

 $l'(M(b)) = -\alpha + (d-a)$