(MCMC, Markor Chain Monte Carlo)

MONTECARLO POR CADENA DE MARKOV

b problema: estiman u= E\_ [g(x)]

General  $\vec{X}_1, ... \vec{X}_n \sim T$  y calcular  $\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(x_i)$ 

Como aplicar el metodo montecarlo? CONSTRUR U CADENA DE MARKOU TAL

lim Tto = TT

S. SE CUMPIEN US CONSICIONES

NECESARIAS, SE TENBRÁ QUE TT

SERÁ ESTA CIONARIA PARA LA CADENA

BE MARKOV

Entonces, para aplicar el metodo:

- 1. Obtener realizaciones de la cadena de Marror hasta en ciento E sufficientemente grande (con VALDRES INICIALES INDEPENDIENTES)
- 2. Recuperar los volores XI,.. Xn. de la variable XE para cada una de esas realizaciones.

3.  $\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y(x_i)$ 

t pasas

x2

iid TT

En general, los valores X1,... Xn se toman de una unica realización de la cadena de Marxov.

**Definición 1** Un proceso estocástico es una colección de variables aleatorias  $\{X_t\}_{t\in\mathcal{T}}$  sobre un mismo espacio de probabilidad, donde  $\mathcal{T}$  es cualquier conjunto de índices.

El conjunto E de posibles valores de cada  $X_t$  (que asumimos que es independiente de t) se llama el espacio de estados del proceso.

El conjunto de índices  $\mathcal{T}$  se toma a menudo como un subconjunto numerable o continuo de  $\mathbb{R}$ , considerando de esa forma un proceso aleatorio como una variable aleatoria que evoluciona a lo largo del tiempo.

**Definición 2** Una cadena de Markov de tiempo discreto es un proceso estocástico  $X = \{X_t\}_{t \in \mathbb{Z}_{>0}}$  que cumple la propiedad de Markov:

Una cadena de Markov es homogénea en el tiempo si las probabilidades anteriores no dependen del índice t:

$$\mathbb{P}(X_{t+1} \mid X_t) = \mathbb{P}(X_1 \mid X_0), \quad \forall t \in \mathbb{Z}_{\geq 0}$$

En lo que sigue solo consideraremos cadenas de Markov de tiempo discreto homogéneas. La distribución de una cadena de Markov homogénea viene determinada por

- 1. La distribución marginal de  $X_0$ , llamada distribución inicial.
- 2. La distribución condicional  $X_{t+1} \mid X_t$ , llamada distribución de transición.

Si el espacio de estados de la cadena de Markov es finito,  $E = \{x_1, ..., x_d\}$ , entonces la distribución inicial se puede representar como un vector  $(p_1, ..., p_d) \in \mathbb{R}^d_{\geq 0}$  tal que

$$\sum_{i=1}^{d} p_i = 1$$

$$\mathbb{P}(X_0 = x_i) = p_i, \quad \forall i = 1, \dots, d$$

y la distribución de transición como una matriz  $P = \left(p_{ij}\right)_{i,i=1,\dots,d} \in \mathbb{R}_{\geq 0}^{d \times d}$  tal que

$$\sum_{j=1}^{d} p_{ij} = 1, \quad \forall i = 1, \dots, d$$

$$\mathbb{P}(X_{t+1} = x_j \mid X_t = x_i) = p_{ij}, \quad \forall i, j = 1, \dots, d$$

Si el espacio de estados es infinito numerable, entonces las distribuciones inicial y de transición se pueden representar como un vector y una matriz infinitas, respectivamente.

Si el espacio de estados es continuo, entonces debemos pensar en la distribución inicial como una distribución no condicional y en la distribución de transición como una distribución condicional.

# E finito o numerable

**Proposición 3** Denotemos por  $p_{ij}^{(t)}$  la probabilidad de que una cadena de Markov  $\{X_t\}_{t \in \mathbb{Z}_{\geq 0}}$  pase del estado i al estado j en t unidades de tiempo, esto es

$$p_{ij}^{(t)} = \mathbb{P}(X_t = j \mid X_0 = i)$$

Las ecuaciones de Chapman-Kolmogorov establecen que

$$p_{ij}^{(t+t')} = \sum_{k \in E} p_{ik}^{(t)} p_{kj}^{(t')}, \quad \forall i, j \in E, \forall t, t' \ge 0$$

Para las cadenas de Markov con espacio de estado finito o infinito numerable, denotando por  $P^{(t)}$  la matriz de probabilidades de transición en t pasos, las ecuaciones anteriores se traducen en que  $P^{(t)}$  se puede obtener multiplicando P consigo misma t veces.

**Definición 4** Sea X una cadena de Markov con espacio de estados E y matriz de transición P. Sea  $\pi = (\pi_i)_{i \in E}$  una distribución de probabilidad sobre E, es decir,

$$0 \le \pi_i \le 1, \forall i \in E$$
  $y$   $\sum_{i \in E} \pi_i = 1$ 

 $\blacksquare$   $\pi$  es invariante o estacionaria para X si

$$X_0 \sim \pi \quad \Rightarrow \quad X_t \sim \pi, \ \forall t \in \mathbb{Z}_{>0}$$

Es fácil comprobar que esto se verifica si y solo si  $\pi = \pi P$ .

 $\blacksquare$   $\pi$  es una distribución límite de X si

$$\pi_j = \lim_{t \to +\infty} \mathbb{P}(X_t = j \mid X_0 = i), \quad \forall i, j \in E$$

#### **Definición 5**

- 1. Un estado j se dice que es accesible desde un estado i si  $p_{ij}^{(t)} > 0$ , para algún  $t \ge 0$ .
- 2. Dos estados i y j se dice que se comunican,  $i \leftrightarrow j$ , si cada uno es accesible desde el otro.

**Proposición 6** La relación de comunicación es una relación de equivalencia sobre el espacio de estados de la cadena de Markov. Es decir,

- 1. Para todo estado  $i \in E$ ,  $i \leftrightarrow i$ .
- 2. Para cualesquiera estados  $i, j \in E$ , si  $i \leftrightarrow j$ , entonces  $j \leftrightarrow i$ .
- 3. Para cualesquiera estados  $i, j, k \in E$ , si  $i \leftrightarrow j$  y  $j \leftrightarrow k$ , entonces  $i \leftrightarrow k$ .

Dos estados que se comunican se dice que están en la misma clase (de equivalencia).

**Definición 7** Una cadena de Markov se dice que es irreducible si posee una única clase. Es decir, si todos sus estados se comunican entre sí.

**Definición 8** Un estado i se dice que tiene periodo n si

$$n = \mathsf{mcd} \big\{ t > 0 \mid p_{ii}^{(t)} > 0 \big\}$$

Si n > 1 el estado se dice que es periódico y si n = 1 se dice que es aperiódico.

## **Proposición 9**

- 1. Todos los estados de una misma clase comunicante tienen el mismo periodo.
- 2. En una cadena de Markov irreducible todos los estados tienen el mismo periodo.

**Definición 10** La variable aleatoria  $\tau(i)$  que dada una cadena de Markov  $\{X_t\}_{t\in\mathbb{Z}_{\geq 0}}$  cuenta el mínimo número de transiciones necesarias para alcanzar el estado i se define como

$$\tau(i) = \inf\{t \ge 1 \mid X_t = i\}$$

donde  $\tau(i) = +\infty$  si el conjunto anterior es el conjunto vacío.

**Teorema 11** Sea X una cadena de Markov irreducible y aperiódica con espacio de estados finito E. Entonces,

- 1. X tiene una única distribución invariante  $\pi = (\pi_i)_{i \in F}$ .
- 2.  $\pi$  es distribución límite de X.
- 3.  $\pi_i = \frac{1}{m_i}$  para todo  $i \in E$ , donde  $m_i = \mathbb{E}[\tau(i) \mid X_0 = i]$ .

#### **Definición 12**

- 1. Un estado i se dice que es recurrente si  $\mathbb{P}(\tau(i) < +\infty \mid X_0 = i) = 1$ , en caso contrario se dice que es transitorio.
- 2. Un estado recurrente i se dice que es positivo recurrente  $si \mathbb{E}[\tau(i) | X_0 = i] < +\infty$ , en caso contrario se dice que es cero recurrente.

# **Proposición 13**

- 1. La recurrencia (positiva) y la transitoriedad son propiedades de clase.
- 2. En una cadena de Markov con espacio de estados finito todo estado recurrente es positivo recurrente.
- 3. Todos los estados de una cadena de Markov irreducible con espacio de estados finito son positivo recurrentes.

**Teorema 14** Sea X una cadena de Markov irreducible y aperiódica con espacio de estados infinito numerable E. Entonces ocurre uno de los siguientes casos:

■ Todos los estados son transitorios y

$$\lim_{t \to +\infty} \mathbb{P}(X_t = j \mid X_0 = i) = 0, \quad \forall i, j \in E$$

Todos los estados son cero recurrentes y

$$\lim_{t \to +\infty} \mathbb{P}(X_t = j \mid X_0 = i) = 0, \quad \forall i, j \in E$$

- Todo los estados son positivo recurrentes y
  - 1. X tiene una única distribución invariante  $\pi = (\pi_i)_{i \in F}$
  - 2.  $\pi$  es distribución límite de X.
  - 3.  $\pi_i = \frac{1}{m_i} > 0$  para todo  $i \in E$ , donde  $m_i = \mathbb{E}[\tau(i) \mid X_0 = i]$ .

**Definición 15** Una cadena de Markov  $\{X_t\}_{t\in\mathbb{Z}_{\geq 0}}$  estacionaria se dice que es reversible si

$$\mathbb{P}(X_{t+1} | X_{t+2} = i) = \mathbb{P}(X_{t+1} | X_t = i)$$

para todo  $i \in E$ .

**Definición 16** La matriz de transición P de una cadena de Markov se dice que está en balance detallado con una distribución de probabilidad  $\pi$  si

$$\pi_i p_{ij} = \pi_i p_{ji}, \quad \forall i, j \in E$$

**Teorema 17** Sea X una cadena de Markov cuya matriz de transición está en balance detallado con una distribución de probabilidad  $\pi$ . Entonces,

- 1.  $\pi$  es la distribución invariante de X.
- 2. Tomando  $\pi$  como distribución inicial, X es reversible.

**Teorema 18** Sean  $\{X_t\}_{t\in\mathbb{Z}_{\geq 0}}$  una cadena de Markov irreducible con distribución estacionaria  $\pi$  y  $g: E \to \mathbb{R}$  una función acotada. Entonces,

$$\lim_{n \to +\infty} \frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n} g(x_t) = \sum_{i \in F} g(i) \pi_i = \mathbb{E}_{\pi}[g(X)]$$

con probabilidad 1, para cualquier realización  $(x_t)_{t=0,\dots,n}$  de la cadena de Markov.

### E continuo

Asumimos  $E=\mathbb{R}^d$  y que la distribución de transición de la cadena de Markov se expresa mediante un *núcleo de transición*  $K:\mathbb{R}^d\times\mathbb{R}^d\to\mathbb{R}_{\geq 0}$ , de manera que

$$\mathbb{P}(X_{t+1} \in A \mid X_t = x) = \int_A K(x, y) \, dy$$

para todo conjunto de Borel  $A \subseteq \mathbb{R}^d$ . Es decir,  $K(x,\cdot)$  es justamente la función de densidad condicionada de  $X_{t+1}$  dado  $X_t = x$ .

**Proposición 19** La transición en t unidades de tiempo de la cadena de Markov viene dada por

$$\mathbb{P}(X_t \in A \mid X_0 = x_0) = \int_A K^{(t)}(x_0, x_t) \, dx_t$$

donde

$$K^{(t)}(x_0, x_t) = \int_{\mathbb{R}^d} \cdots \int_{\mathbb{R}^d} K(x_0, x_1) \cdots K(x_{t-1}, x_t) \, dx_{t-1} \cdots dx_1$$

Las ecuaciones de Chapman-Kolmogorov establecen que

$$K^{(t+t')}(x,y) = \int_{\mathbb{R}^d} K^{(t)}(x,z) K^{(t')}(z,y) \, dz$$

**Definición 20** Una distribución de probabilidad  $\pi$  con función de densidad  $f_{\pi}$  es invariante o estacionaria para el núcleo de transición K si

$$f_{\pi}(y) = \int_{\mathbb{R}^d} f_{\pi}(x) K(x, y) \, dx, \quad \forall y \in \mathbb{R}^d$$

Si  $\{X_t\}_{t\in\mathbb{Z}_{\geq 0}}$  es una cadena de Markov con distribución invariante  $\pi$  y tomamos  $\pi$  como su distribución inicial, entonces  $X_t \sim \pi$  para todo  $t \in \mathbb{Z}_{\geq 0}$ .

**Definición 21** Dada una medida  $\varphi$  sobre  $\mathbb{R}^d$ , una cadena de Markov se dice que es  $\varphi$ -irreducible si para todo conjunto de Borel  $A \subseteq \mathbb{R}^d$  tal que  $\varphi(A) > 0$  y para todo  $x \in \mathbb{R}^d$  existe un t > 0 tal que  $\mathbb{P}(X_t \in A \mid X_0 = x) > 0$ .

**Definición 22** Una cadena de Markov con distribución invariante  $\pi$  se dice que es aperiódica si no existen n > 1 y subconjuntos de Borel disjuntos  $A_1, \dots, A_n \subseteq \mathbb{R}^d$  tales que:

- 1.  $\pi(A_i) > 0$ , para todo i = 1, ..., n.
- 2.  $\mathbb{P}(X_{t+1} \in A_{i+1} \mid X_t \in A_i) = 1$ , para todo i = 1, ..., n-1 y  $\mathbb{P}(X_{t+1} \in A_1 \mid X_t \in A_n) = 1$ .

**Definición 23** El número de visitas de una cadena de Markov a un conjunto  $A \subseteq \mathbb{R}^d$  viene dado por

$$V(A) = \sum_{t=0}^{+\infty} \mathbb{1}(X_t \in A)$$

#### **Definición 24**

1. Un conjunto de Borel  $A \subseteq \mathbb{R}^d$  se dice que es recurrente si para todo  $x \in A$ 

$$\mathbb{E}[V(A) \mid X_0 = x] = +\infty$$

- 2. Una cadena de Markov se dice que es recurrente si
  - a) La cadena es  $\varphi$ -irreducible para alguna medida  $\varphi$ .
  - b) Todo conjunto de Borel  $A \subseteq \mathbb{R}^d$  con  $\varphi(A) > 0$  es recurrente.

### **Definición 25**

1. Un conjunto de Borel  $A \subseteq \mathbb{R}^d$  se dice que es Harris-recurrente si para todo  $x \in A$ 

$$\mathbb{P}(V(A) = +\infty \mid X_0 = x) = 1$$

- 2. Una cadena de Markov se dice que es Harris-recurrente si
  - a) La cadena es  $\varphi$ -irreducible para alguna medida  $\varphi$ .
  - b) Todo conjunto de Borel  $A \subseteq \mathbb{R}^d$  con  $\varphi(A) > 0$  es Harris-recurrente.

**Proposición 26** Toda cadena de Markov  $\varphi$ -irreducible que tenga una distribución invariante es recurrente.

**Definición 27** La distancia de variación total entre dos distribuciones de probabilidad  $\pi_1$  y  $\pi_2$  se define como

$$\|\pi_1 - \pi_2\| = \sup_{A \subseteq \mathbb{R}^d} |\pi_1(A) - \pi_2(A)|$$

**Teorema 28** Si una cadena de Markov con función núcleo K es  $\varphi$ -irreducible y aperiódica y tiene distribución invariante  $\pi$ , entonces para  $\pi$ -casi todo  $x \in \mathbb{R}^d$  se tiene que

$$\lim_{t \to +\infty} \left\| K^{(t)}(x, \cdot) - \pi \right\| = 0$$

En particular,  $\lim_{t\to +\infty} \mathbb{P}(X_t \in A \mid X_0 = x) = \pi(A)$ , para todo conjunto de Borel  $A \subseteq \mathbb{R}^d$ . Si la cadena es Harris-recurrente, entonces el resultado se da para todo  $x \in \mathbb{R}^d$ . **Definición 29** Un núcleo de transición K se dice que está en balance detallado con una distribución  $\pi$  con función de densidad  $f_\pi$  si

$$f_{\pi}(x)K(x,y) = f_{\pi}(y)K(y,x)$$

para todo  $x, y \in \mathbb{R}^d$ .

**Teorema 30** Sea X una cadena de Markov cuyo núcleo de transición está en balance detallado con una distribución de probabilidad  $\pi$ . Entonces,

- 1.  $\pi$  es la única distribución invariante de X.
- 2. Tomando  $\pi$  como distribución inicial, X es reversible.

**Teorema 31** Sean  $\{X_t\}_{t\in\mathbb{Z}_{\geq 0}}$  una cadena de Markov  $\varphi$ -irreducible con distribución estacionaria  $\pi$  y  $g:\mathbb{R}^d\to\mathbb{R}$  una función  $\pi$ -integrable. Entonces, para  $\pi$ -casi todo  $x_0\in\mathbb{R}^d$ 

$$\lim_{n \to +\infty} \frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n} g(x_t) = \int_{\mathbb{R}^d} g(x) f_{\pi}(x) \, dx = \mathbb{E}_{\pi}[g(X)]$$

con probabilidad 1 para cualquier realización  $\{x_t\}_{t=0,...,n}$  de la cadena de Markov. Si la cadena es Harris-recurrente, entonces el resultado se verifica para todo  $x_0 \in \mathbb{R}^d$ .