

Buenas Tardes

Curso: MC + DM

La CONGA Physics

Ernesto Medina

Teorema límites: $\downarrow f(x)$

$F(S_n) \rightarrow S_n = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_n$

- idénticamente distribuidos

- independientes

iid

\rightarrow same $\mu = E[X]$!

$$E[S_n] = n E[X_1]$$

$$\text{Var}[S_n] = n \text{Var}[X_1]$$

- Ley fuerte de los límites central

$$P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n} = \mu\right) = 1 //$$

V

$$E[X] = \mu$$

↓

-

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} < x\right) = \Phi(x)$$

$$\Phi(x)$$

↓

Teorema del límite central Gaussiano!

V

Ex.

$$P_1(x) = \begin{cases} \frac{1}{c} & 0 < x < c \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$$

$$Y = X_1 + X_2 \quad P(Y)$$

$$E[Y] = E[X_1 + X_2] = E[X_1] + E[X_2]$$

$$= 2 E[X_1]$$

Computer

$$2 \text{Var}[X] = \text{Var}[Y] = \text{Var}[X_1 + X_2] = E[(X_1 + X_2)^2] - \overbrace{E[X_1 + X_2]^2}^{(E)^2}$$

$$E[x_1 + x_2 + \dots + x_n] = n E[x_i]$$

$$\text{Var}[x_1 + \dots + x_n] = n \text{Var}[x_i]$$



$$\frac{\text{Var}[x_1 + \dots + x_n]}{E^2[x_1 + x_2 + \dots + x_n]} = \frac{\cancel{n} \text{Var}[x_i]}{n^2 \text{E}^2[x_i]}$$

↓
no universalidat

↗

Como hallamos la dist. de probabilidad?

$$Y = X_1 + X_2 \quad \begin{array}{c} X_1 \text{ y } X_2 \text{ son indep} \\ \uparrow \quad \uparrow \\ X_1 \quad X_2 \end{array}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1}(x_1) f_{X_2}(y-x_1) dx_1$$

Ej.

$f_X(x) =$ densidad de prob.
const
en $[0, c]$

$$P(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1) f(x_2) \delta(y - (x_1 + x_2)) dx_1 dx_2$$

↓
 densität
 ↓
 probabilität

$$\begin{aligned}
 \delta(y - (x_1 + x_2)) &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} dk e^{ik(x_1 + x_2 - y)} \\
 &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1) f(x_2) \int_{-\infty}^{\infty} dk e^{ik(x_1 + x_2 - y)} \\
 &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} dk e^{-iky} \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1) e^{ikx_1} dx_1 \int_{-\infty}^{\infty} f(x_2) e^{ikx_2} dx_2
 \end{aligned}$$

$$P(y) dy = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} dx e^{-iny} \quad \begin{matrix} \downarrow \\ Q^2 \\ \downarrow \\ \text{información} \\ \text{microscópica} \end{matrix}$$

E_y utilizar densidad const. \leftarrow

Generalizar \approx n variables.

\rightarrow $\boxed{E_y}$ $P(x) = p \delta(x-e) + q \delta(x-e)$

probabilidad μ -sup. \approx log. del μ del μ

Proceso de Markov

Proceso estocástico cuyo futuro
sea condicionalmente dependiente
solo de su valor presente.

- Un proceso estocástico $\{X_t, t \in T\}$
- con $T \subseteq \mathbb{R}$ T disc. \rightarrow cadena de Markov \rightarrow conjunto de
si $\forall s > 0$ T cont. \rightarrow salto de Markov \rightarrow índices
- $$(X_{t+s} | X_u, u \leq t) = (X_{t+s} | X_t)$$

Cadenas de Markov

Sea la cadena de Markov

$$X = \{X_t, t \in \mathbb{N}\}$$

y tenemos un espacio de estados
contable E

$$\begin{aligned} \Rightarrow P(X_{t+1} = x_{t+1} \mid X_0 = x_0, \dots, X_t = x_t) \\ = P(X_{t+1} = x_{t+1} \mid X_t = x_t) \\ \hookrightarrow \text{Probabilidad transición} \end{aligned}$$

→ La probabilidad de Transon es
indep. de tiempo

- Condición inicial X_0

Dado X_0 y $P(X_{t+1} | X_t)$

La cadena esta totalmente especificada

$$P(x_0, x_1, \dots, x_t) = P(x_0) P(x_1 | x_0) P(x_2 | x_1, x_0) \dots \\ P(x_t | x_{t-1}, \dots, x_0)$$

Si chaîne Markov

$$= P(x_0) P(x_1 | x_0) P(x_2 | x_1) \dots P(x_t | x_{t-1})$$



Matrice de transition

$$P = \begin{pmatrix} P_{00} & P_{01} & P_{02} & \dots \\ P_{10} & P_{11} & \dots & \\ \vdots & \vdots & \dots & \end{pmatrix}$$

Caminata aleatoria: (1D)

Dado $p, q \in [0, 1]$

Tenemos una cadena de Markov X
con el espacio de estados \mathbb{Z} (números
naturales)

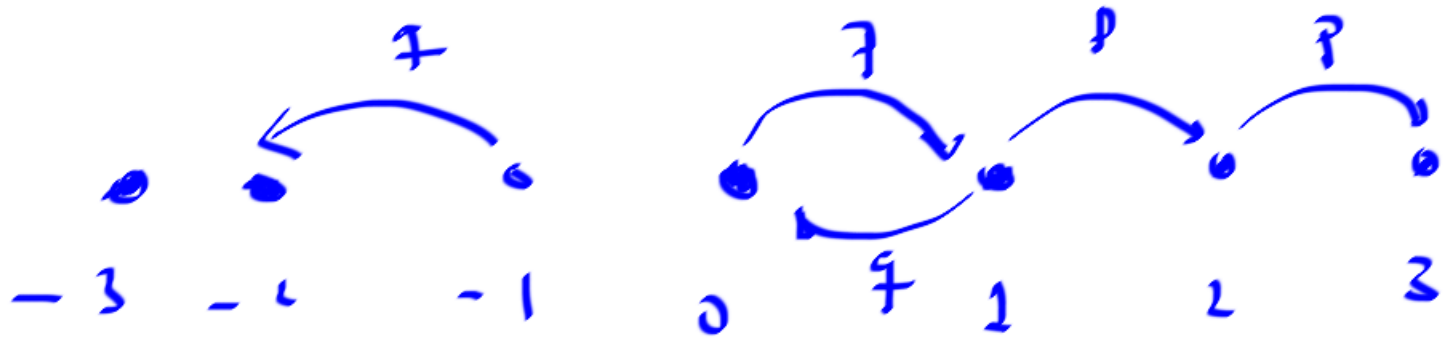
Matriz de transición P

$$P(i, i+1) = p$$

$$P(i, i-1) = q$$

$\forall i \in \mathbb{Z}$
si comenzamos en

$$X_0 = 0 \quad P(X_0 = 0) = 1$$



Question: Compute:

$$P(X_{t+s} = j \mid X_t = i)$$

$$\mathcal{E} = \{1, 2, 3, \dots, m\}$$

P matrix $m \times m$

$$\pi^{(t)} = (P(x_t=1), P(x_t=2) \dots P(x_t=n))$$

$$\pi^{(0)} \quad \xrightarrow{t \rightarrow 0}$$

evolución del vector de prob.

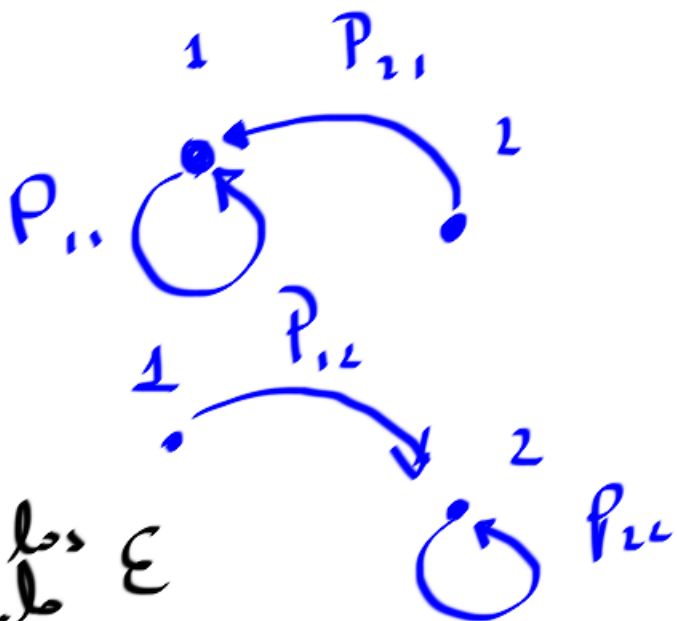
$$\pi^{(t)} = \pi^{(0)} P^t$$

$$\pi^{(1)} = \pi^{(0)} P \quad \underbrace{\pi^{(1)}}_{\pi^{(0)} P}$$

$$\pi^{(2)} = \pi^{(0)} P^2 = \pi^{(0)} P P$$

$$\underbrace{\pi^{(i)} = \pi^{(i-1)} P}$$

$$\begin{aligned}
 & \begin{pmatrix} \\ \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \\ \end{pmatrix} \\
 & \Pi^T \Pi \xrightarrow{\quad} \begin{pmatrix} P(x_1=1) & P(x_1=2) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} P(x_0=1) & P(x_0=2) \end{pmatrix} \\
 & \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix} \\
 & = \begin{pmatrix} P(x_0=1) P_{11} + P(x_0=2) P_{21}, \\ P(x_0=1) P_{12} + P(x_0=2) P_{22} \end{pmatrix} \\
 & P(x_1=1) = P(x_0=1) P_{11} + P(x_0=2) P_{21}
 \end{aligned}$$



dirigida

exploración
uniforme de los
estados ϵ

Ergodicidad

Si $P_{21} \neq 0$
 $P_{12} = 0$

entonces 1 es un
sumidero