



Universidad Nacional de Ingeniería  
Escuela Profesional de Matemática  
Ciclo 2021-I

[Introducción a los procesos estocásticos]  
[J. Ugarte]

UNI, 24 de junio de 2021.

**Práctica calificada 4**

*Tiempo: 2h*  
*Tolerancia 15min*

1. ¿El presente y el futuro son independientes?

Determine una cadena de Markov homogénea sobre el espacio de estados  $E = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$  tal que:

a)  $\mathbb{P}(X_2 = 6 | X_1 \in \{3, 4\}, X_0 = 2) \neq \mathbb{P}(X_2 = 6 | X_1 \in \{3, 4\})$

[5 puntos]

*Solución:*

En este caso consideramos una cadena de Markov con matriz de transición dada por:

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Ahora determinamos  $\mathbb{P}(X_2 = 6 | X_1 \in \{3, 4\}, X_0 = 2)$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_2 = 6 | X_1 \in \{3, 4\}, X_0 = 2) &= \frac{\mathbb{P}(X_2 = 6, X_1 \in \{3, 4\}, X_0 = 2)}{\mathbb{P}(X_1 \in \{3, 4\}, X_0 = 2)} = \frac{\mathbb{P}(X_2 = 6, X_1 = 4, X_0 = 2)}{\mathbb{P}(X_1 \in \{3, 4\}, X_0 = 2)} \\ \mathbb{P}(X_2 = 6 | X_1 \in \{3, 4\}, X_0 = 2) &= \frac{\mu_0(2)P(2, 4)P(4, 6)}{\mu_0(2)P(2, 3) + \mu_0(2)P(2, 4)} = 1 \end{aligned}$$

De forma similar,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_2 = 6 | X_1 \in \{3, 4\}) &= \frac{\mathbb{P}(X_2 = 6, X_1 \in \{3, 4\})}{\mathbb{P}(X_1 \in \{3, 4\})} \\ \mathbb{P}(X_2 = 6 | X_1 \in \{3, 4\}) &= \frac{0,5\mathbb{P}(X_1 = 3) + \mathbb{P}(X_1 = 4)}{\mathbb{P}(X_1 = 3) + \mathbb{P}(X_1 = 4)} \\ \mathbb{P}(X_2 = 6 | X_1 \in \{3, 4\}) &\neq 1 \end{aligned}$$

2. *Matrices circulantes en cadenas de Markov*

Consideramos una cadena de Markov homogénea sobre  $E = \{1, 2, 3\}$  tal que su matriz de transición es:

$$P = \begin{pmatrix} a & b & c \\ b & c & a \\ c & a & b \end{pmatrix}$$

donde  $a, b, c \in \mathbb{R}^+$  con  $a + b + c = 1$ .

- a) Determine si es irreducible utilizando el grafo de transición.

[1 punto]

*Solución:*

Cuando  $b = c = 0$  entonces la cadena de Markov no es irreducible, en cualquier otro caso la cadena de Markov es irreducible.

- b) Determine los estados recurrentes positivos, nulos y los estados transitorios. [1 punto]

*Solución:*

Cuando  $b = c = 0$  tenemos que la probabilidad de quedarnos en el estado de partida es 1, para cualquier estado. De esta forma,  $T_x^+ = \inf\{n \geq 1 : X_n = x\} = 1$  de esta forma  $\mathbb{P}(T_x^+ < +\infty) = 1$  por lo tanto es recurrente, y como  $\mathbb{E}(T_x^+) = \mathbb{E}(1) = 1 < +\infty$  entonces los estados son recurrentes nulos.

En el otro caso, cuando  $b \neq 0$  o  $c \neq 0$  entonces la cadena de Markov es irreducible y además es finita por lo tanto existe una medida de probabilidad invariante por lo tanto todos sus estados son recurrentes positivos.

- c) Determine su medida de probabilidad invariante si existe. [1 punto]

*Solución:*

Para esto nos enfocamos en el segundo caso, dado que en el primero hay infinitas medidas de probabilidades invariantes. En el segundo caso, resolvemos:

$$\pi = (\alpha \ \beta \ \gamma) \Rightarrow (\alpha \ \beta \ \gamma) = (\alpha \ \beta \ \gamma)P$$

Tenemos que:

$$\alpha = \frac{1}{a}, \quad \beta = \frac{(a+c)(b+c)}{a(b-c)}, \quad \gamma = \frac{(a+b)(b+c)}{a(c-b)}$$

- d) Determine  $\mathbb{E}_x(T_x^+ < +\infty)$  para  $x \in E$ . [1 punto]

*Solución:*

En el caso  $b = c = 0$  tenemos que  $\mathbb{E}(T_x^+) = \mathbb{E}(1) = 1$ ,

En el otro caso  $b \neq 0$  o  $c \neq 0$  tenemos que:

$$\mathbb{E}(T_x^+) = \frac{1}{\pi(x)}$$

- e) Determine si es posible aplicar el teorema ergódico. [1 punto]

*Solución:*

En el caso  $b = c = 0$  tenemos que los estados son recurrentes nulos por lo tanto no se puede aplicar el teorema ergódico,

En el otro caso  $b \neq 0$  o  $c \neq 0$  tenemos que: Siendo irreducible y recurrente positiva entonces podemos aplicar el teorema ergódico.

### 3. Cálculo de probabilidades en una cadena de Markov

Determine utilizando la definición las siguientes probabilidades en una cadena de Markov homogénea en función de los elementos de la matriz de transición.

- a)  $\mathbb{P}(X_2 = x_2 | X_0 = x_0)$  [1 punto]

*Solución:*

Tenemos:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_2 = x_2 | X_0 = x_0) &= \frac{\mathbb{P}(X_2 = x_2, X_0 = x_0)}{\mathbb{P}(X_0 = x_0)} \\ &= \frac{\sum_{x_1 \in E} \mathbb{P}(X_2 = x_2, X_1 = x_1, X_0 = x_0)}{\mathbb{P}(X_0 = x_0)} \\ &= \frac{\sum_{x_1 \in E} \mathbb{P}(X_2 = x_2 | X_1 = x_1, X_0 = x_0) \mathbb{P}(X_1 = x_1, X_0 = x_0)}{\mathbb{P}(X_0 = x_0)} \\ &= \sum_{x_1 \in E} \mathbb{P}(X_2 = x_2 | X_1 = x_1, X_0 = x_0) \mathbb{P}(X_1 = x_1 | X_0 = x_0) \\ &= \sum_{x_1 \in E} \mathbb{P}(X_2 = x_2 | X_1 = x_1) \mathbb{P}(X_1 = x_1 | X_0 = x_0) \\ &= \sum_{x_1 \in E} P(x_1, x_2) P(x_0, x_1) \end{aligned}$$

b)  $\mathbb{P}(X_5 = x_5 | X_0 = x_0, X_4 = x_4)$

[2 puntos]

*Solución:*

De forma similar al caso anterior,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_5 = x_5 | X_0 = x_0, X_4 = x_4) &= \frac{\mathbb{P}(X_5 = x_5, X_0 = x_0, X_4 = x_4)}{\mathbb{P}(X_0 = x_0, X_4 = x_4)} \\ &= \frac{\sum_{x_1, x_2, x_3 \in E} \mathbb{P}(X_5 = x_5, X_1 = x_1, X_2 = x_2, X_3 = x_3, X_0 = x_0, X_4 = x_4)}{\mathbb{P}(X_0 = x_0, X_4 = x_4)} \\ &= \frac{\sum_{x_1, x_2, x_3 \in E} \mathbb{P}(X_5 = x_5 | X_1 = x_1, X_2 = x_2, X_3 = x_3, X_0 = x_0, X_4 = x_4) \mathbb{P}(X_1 = x_1, X_2 = x_2, X_3 = x_3, X_0 = x_0, X_4 = x_4)}{\mathbb{P}(X_0 = x_0, X_4 = x_4)} \\ &= \frac{\sum_{x_1, x_2, x_3 \in E} \mathbb{P}(X_5 = x_5 | X_4 = x_4) \mathbb{P}(X_1 = x_1, X_2 = x_2, X_3 = x_3, X_0 = x_0, X_4 = x_4)}{\mathbb{P}(X_0 = x_0, X_4 = x_4)} \\ &= \mathbb{P}(X_5 = x_5 | X_4 = x_4) \end{aligned}$$

c)  $\mathbb{P}(X_{n+5} = x_5 | X_0 = x_0, X_n = x_{n+4})$

[2 puntos]

*Solución:*

De forma similar al caso anterior, tenemos para  $n \geq 1$ :

$$\mathbb{P}(X_{n+5} = x_5 | X_0 = x_0, X_n = x_{n+4}) = \mathbb{P}(X_{n+5} = x_5 | X_n = x_{n+4})$$

4. *Funciones de una cadena de Markov no son siempre cadenas de Markov.*

Sea  $X_0, \dots, X_n$  es una cadena de Markov homogénea sobre el espacio de estados  $E = \{1, 2, 3\}$  con matriz de transición:

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ p & 1-p & 0 \end{pmatrix}$$

para  $p \in ]0, 1[$ . Luego, definimos  $g : E \rightarrow \{0, 1\}$  por  $g(1) = 0$  y  $g(2) = g(3) = 1$ , y sobre  $\{0, 1\}$  construimos una cadena de Markov  $Y_n = g(X_n)$  para  $n \geq 0$ .

Demuestre que  $Y_n$  no es una cadena de Markov.

[5 puntos]

*Solución:*

Denotamos por  $\mathbb{P}(X_0 = 1) = a$ ,  $\mathbb{P}(X_0 = 2) = b$  y  $\mathbb{P}(X_0 = 3) = c$ . Enseguida determinamos:

a)  $\mathbb{P}(Y_2 = 0 | Y_1 = 1, Y_0 = 0) = \mathbb{P}(X_2 = 1 | X_1 \in \{2, 3\}, X_0 = 1)$  luego

$$\mathbb{P}(X_2 = 1 | X_1 \in \{2, 3\}, X_0 = 1) = 0$$

b)  $\mathbb{P}(Y_2 = 0 | Y_1 = 1) = \mathbb{P}(X_2 = 1 | X_1 \in \{2, 3\})$  luego

$$\mathbb{P}(X_2 = 1 | X_1 \in \{2, 3\}) = \frac{pb}{1 - cp}$$

Siendo  $p$  un número fijo distinto de cero, si la distribución inicial de  $X_0$  arbitraria tenemos que no se puede dar la igualdad.