

PROCESOS ESTOCÁSTICOS - CADENA DE MARKOV

V. Arunachalam (Arun)
varunachalam@unal.edu.co

Universidad Nacional de Colombia

2022

CADENA DE MARKOV

Supóngase que se lanza una moneda corriente infinitas veces y considérese la variable aleatoria X_n definida como sigue:

$X_n :=$ Número de caras obtenidas en los primeros n lanzamientos

Es claro que el número de caras obtenidas en los primeros $(n + 1)$ lanzamientos depende sólo del conocimiento del número de caras obtenidas en los primeros n lanzamientos, esto es,

$$P(X_{n+1} = j \mid X_n = i, X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_1 = i_1) = P(X_{n+1} = j \mid X_n = i)$$

para todo n y para todo $i, j, i_1, \dots, i_{n-1}$.

Un proceso estocástico que satisface la condición anterior se llama cadena de Markov.

DEFINITION

El proceso estocástico $\{X_n, n = 0, 1, 2, \dots\}$ se llama cadena de Markov, sii, para todo $j, k, j_1, j_2, \dots, j_{n-1} \in N$, se satisface la siguiente condición

$$P\{X_n = k \mid X_{n-1} = j, X_{n-2} = j_1, \dots, X_0 = j_{n-1}\} = P\{X_n = k \mid X_{n-1} = j\}$$

siempre y cuando las probabilidades condicionales estén definidas.

El conjunto de valores que toman las variables aleatorias X_n se conoce como conjunto de estados de la cadena y sus elementos se llaman simplemente estados de la cadena de Markov.

Cuando $X_n = i$ se dice que la cadena se encuentra en el tiempo n en el estado i .

LEMMA

Si $\{X_n, n = 0, 1, 2, \dots\}$ es una cadena de Markov, entonces se tiene para todo n y para todo i_0, \dots, i_n en el conjunto de estados, lo siguiente:

$$P(X_0 = i_0, \dots, X_n = i_n) = P(X_0 = i_0) P(X_1 = i_1 | X_0 = i_0) \dots P(X_n = i_n | X_{n-1} = i_{n-1})$$

DEMOSTRACIÓN.

$$\begin{aligned} & P(X_0 = i_0) P(X_1 = i_1 | X_0 = i_0) \dots P(X_n = i_n | X_{n-1} = i_{n-1}) \\ = & P(X_0 = i_0) \frac{P(X_1 = i_1, X_0 = i_0)}{P(X_0 = i_0)} \frac{P(X_2 = i_2, X_1 = i_1, X_0 = i_0)}{P(X_1 = i_1, X_0 = i_0)} \dots \\ & \frac{P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n)}{P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-1} = i_{n-1})} \\ = & P(X_0 = i_0, \dots, X_n = i_n) \end{aligned}$$



LEMMA

Si $\{X_n, n = 0, 1, 2, \dots\}$ es una cadena de Markov, entonces se tiene para todo n y para todo i_0, \dots, i_n en el conjunto de estados, lo siguiente:

$$P(X_0 = i_0, \dots, X_n = i_n) = P(X_0 = i_0) P(X_1 = i_1 | X_0 = i_0) \dots P(X_n = i_n | X_{n-1} = i_{n-1})$$

DEMOSTRACIÓN.

$$\begin{aligned} & P(X_0 = i_0) P(X_1 = i_1 | X_0 = i_0) \dots P(X_n = i_n | X_{n-1} = i_{n-1}) \\ = & P(X_0 = i_0) \frac{P(X_1 = i_1, X_0 = i_0)}{P(X_0 = i_0)} \frac{P(X_2 = i_2, X_1 = i_1, X_0 = i_0)}{P(X_1 = i_1, X_0 = i_0)} \dots \\ & \frac{P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n)}{P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-1} = i_{n-1})} \\ = & P(X_0 = i_0, \dots, X_n = i_n) \end{aligned}$$



DEFINITION

Si $\{X_n, n = 0, 1, 2, \dots\}$ es una cadena de Markov, entonces, las probabilidades

$$p_{ij} := P\{X_{n+1} = j \mid X_n = i\}$$

se llaman **probabilidades de transición**.

Las probabilidades de transición pueden ser o no ser independientes de n . Si la probabilidad de transición p_{ij} es independiente de n , se dice que la cadena de Markov es homogénea, en caso contrario se dice que la cadena es no homogénea.

De ahora en adelante, y mientras no se establezca lo contrario, se trabajarán con cadenas de Markov homogéneas.

Por otra parte, se tiene que las probabilidades de transición p_{jk} satisfacen las siguientes condiciones:

$$p_{ij} \geq 0, \quad \sum_j p_{ij} = 1 \quad \text{para todo } i. \quad (1)$$

Esto es, la matriz

$$P = \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} & p_{02} & \cdot & \cdot & \cdot \\ p_{10} & p_{11} & p_{12} & \cdot & \cdot & \cdot \\ p_{20} & p_{21} & p_{22} & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{pmatrix}. \quad (2)$$

es una matriz estocástica llamada *matriz de transición* de la cadena.

Si además la matriz satisface la condición $\sum_j p_{ij} = 1$ para todo j , es decir, cuando la suma por columnas también es uno, entonces la matriz se llama doblemente estocástica.

DEFINITION

La probabilidad

$$p_{ij}(n) = P\{X_n = j \mid X_0 = i\} = P\{X_{n+m} = j \mid X_m = i\}. \quad (3)$$

donde m es un número natural e j y i son estados, se llama probabilidad de transición de i a j en n pasos. Se define además

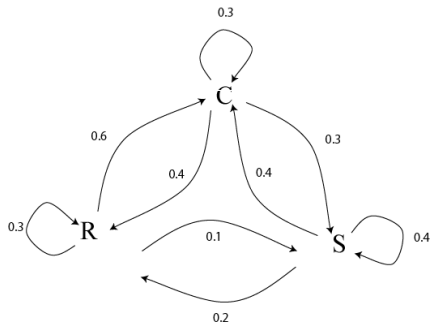
$$p_{ij}(0) = \begin{cases} 1 & \text{si } i = j \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} =: \delta_{ij}$$

DEFINITION

La medida de probabilidad $p = (p_i)_i$ donde $p_i := P(X_0 = i)$ se llama distribución inicial de la cadena.

Por lo tanto, el lema anterior establece que si se conoce la matriz de transición y la distribución inicial de una cadena de Markov, entonces se conoce la distribución conjunta de las variables aleatorias X_{j_1}, \dots, X_{j_l} para cualquier n y para cualquier subconjunto de índices $\{j_1, j_2, \dots, j_l\}$ con $j_1 < j_2 < \dots < j_l$, $l = 1, 2, \dots, n$, esto es, se tiene toda la información acerca de la cadena.

Example: Suppose today's weather tells us something about tomorrow's weather (but yesterday's weather does not tell us anything about tomorrow's weather). Suppose that the weather can either be Sunny, Cloudy or Raining (soleado, nublado, lluvioso)



$$\begin{pmatrix} 0.3 & 0.6 & 0.1 \\ 0.4 & 0.3 & 0.3 \\ 0.2 & 0.4 & 0.4 \end{pmatrix}$$

Arun

EXAMPLE

Credit ratings are published in a timely manner by rating agencies, and they provide investors invaluable information to assess firms' abilities to meet their debt obligations. For many reasons, however, credit ratings changes time to time to reflect firms' unpredictable credit risk. Markov chain model to describe the dynamics of a firm's credit rating as a indicator of the likelihood of default.

Example of an transition matrix for credit ratings published by Standard & Poors.

Average One-Year Transition Rates (%)

Rating	Rating at year-end								
	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	D	N.R.
AAA	89.37	6.04	0.44	0.14	0.05	0.00	0.00	0.00	3.97
AA	0.57	87.76	7.30	0.59	0.06	0.11	0.02	0.01	3.58
A	0.05	2.01	87.62	5.37	0.45	0.18	0.04	0.05	4.22
BBB	0.03	0.21	4.15	84.44	4.39	0.89	0.26	0.37	5.26
BB	0.03	0.08	0.40	5.50	76.44	7.14	1.11	1.38	7.92
B	0.00	0.07	0.26	0.36	4.74	74.12	4.37	6.20	9.87
CCC	0.09	0.00	0.28	0.56	1.39	8.80	49.72	27.87	11.30

EXAMPLE

(Ruina del jugador) Supóngase que se tienen dos jugadores A y B y que al comienzo del juego el jugador A tiene un capital de $x \in \mathbb{Z}^+$ y el jugador B un capital de $y \in \mathbb{Z}^+$. Sea $a := x + y$. En cada ronda del juego o bien le gana A a B una unidad monetaria con probabilidad p o bien le gana B a A una unidad monetaria con probabilidad $q = 1 - p$. El juego continua hasta que uno de los dos jugadores pierde su capital, es decir, hasta que $X_n = 0$ o $X_n = a$, siendo $X_n :=$ *capital del jugador A luego de la n -ésima ronda de juego*. En este caso se tiene que $T = \mathbb{N}$ y $S = \{0, 1, 2, \dots, a\}$.

Es fàcil verificar que $(X_n)_{n \geq 0}$ es una cadena de Markov con distribuciòn inicial

$$\pi = (0, 0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)$$

donde 1 aparece ubicado en la x -èsima componente. La matriz de transiciòn de està cadena es

$$P = (p_{ij})_{i,j \in S}$$

con

$$p_{00} = 1, p_{aa} = 1, p_{i,i-1} = q, p_{i,i+1} = p \text{ y } p_{i,j} = 0 \text{ para todo } j \neq i-1, i+1.$$

Una caminata aleatoria simple sobre el conjunto de números enteros \mathbb{Z} es un proceso estocástico a tiempo discreto $\{X_n : n = 0, 1, \dots\}$ que evoluciona como se muestra en la figura. Es decir, iniciando en el estado 0, al siguiente tiempo el proceso puede pasar al estado +1 con probabilidad p , o al estado -1 con probabilidad q , en donde $p + q = 1$. Se usa la misma regla para los siguientes tiempos, es decir, pasa al estado de la derecha con probabilidad p , o al estado de la izquierda con probabilidad q . El valor de X_n es el estado del proceso al tiempo n . Este proceso cambia de un estado a otro en dos tiempos consecutivos de acuerdo a las probabilidades de transición que se muestran en la Figura válidas para cualquier $n \geq 0$, y para cualquier enteros i y j

$$P(X_{n+1} = j | X_n = i) = \begin{cases} p & \text{si } j = i + 1, \\ q & \text{si } j = i - 1, \\ 0 & \text{otro caso.} \end{cases}$$

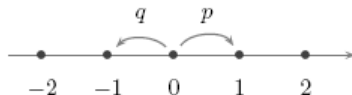


FIGURA:

Dado que estas probabilidades no dependen de n , se dice que son homogéneas en el tiempo, es decir, son las mismas para cualquier valor de n . A partir de estas consideraciones, es intuitivamente claro que este proceso cumple la propiedad de Markov, es decir, el estado futuro del proceso depende únicamente del estado presente y no de los estados previamente visitados.

INCOME CLASS

EXAMPLE

Suppose that from one generation to the next families their income group **Low**, **Middle**, or **high** according to the following Markov Chain

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} & L & M & H \\ L & 0,6 & 0,3 & 0,1 \\ M & 0,2 & 0,7 & 0,1 \\ H & 0,1 & 0,3 & 0,6 \end{pmatrix}$$

Do the fractions of the population in the three income classes stabilize as time goes on?

How can we compute the limit proportions from the transition matrix?

DEFINITION

Se dice que una cadena de Markov $\{X_n\}$ es de orden r ($r = 1, 2, 3, \dots$), si para todo n ,

$$\begin{aligned} P\{X_n = k \mid X_{n-1} = j, X_{n-2} = j_1, \dots, X_{n-r} = j_{r-1}, \dots\} \\ = P\{X_n = k \mid X_{n-1} = j, X_{n-2} = j_1, \dots, X_{n-r} = j_{r-1}\} \end{aligned} \quad (4)$$

siempre y cuando las probabilidades condicionales estén definidas.