

PROCESOS ESTOCÁSTICOS

PROCESOS ESTOCÁSTICOS

Introducción

Douglas Rivas
Rúben Delgadillo.
Universidad de Los Andes



Clases

CHAPTER 1

PROCESOS ESTOCÁSTICOS

Suerte...

—Douglas

1.1 Objetivos del tema

A continuación se presentan los objetivos que se quiere el estudiante alcance una vez estudiado el tema

- Definir procesos estocásticos identificando los elementos que componen la definición.
- Reconocer cuando un fenómeno o experimento aleatorio es un proceso estocástico.
- Caracterizar los distintos procesos estocásticos según su espacio de estados y espacio de parámetros.
- Determinar la distribución y los momentos de un proceso estocástico.
- Identificar el tipo de proceso de acuerdo a sus propiedades.

1.2 Introducción

En el estudio de las variables aleatorias realizado hasta el momento se han estudiado las características aleatorias del fenómeno pero suponiendo que las mismas permanecen constantes a través del tiempo o el espacio. Al incluir en el estudio la presencia de la variable determinística tiempo (espacio) se está considerando que, de alguna forma, la variable aleatoria depende del tiempo(espacio). En otras palabras, la variable aleatoria dependerá del fenómeno probabilístico y del tiempo. En consecuencia, cualquier función que se establezca en términos de la variable aleatoria, como los son la función de distribución o la función de densidad, serán también dependientes del tiempo.

Uno de los objetivos de este capítulo es construir un modelo que nos permita explicar la estructura y prever la evolución, al menos a corto plazo, de una variable que observamos a lo largo del tiempo. La variable observada puede ser económica (IPC, demanda de un producto, el inventario de un almacén, entre otras), física (temperatura de un proceso, velocidad del viento en una central eólica, concentración en la atmósfera de un contaminante, etc...), social (número de nacimientos, votos de un determinado partido, etc...), salud (), educación ().

La teoría de los procesos estocásticos se centra en el estudio y modelización de sistemas que evolucionan a lo largo del tiempo, o del espacio, de acuerdo a unas leyes no determinísticas, esto es, de carácter aleatorio.

La forma habitual de describir la evolución del sistema es mediante sucesiones o colecciones de variables aleatorias. De esta manera, se puede estudiar como evoluciona una variable aleatoria a lo largo del tiempo. Por ejemplo, el número de personas que espera ante una ventanilla de un banco en un instante t de tiempo; el precio de las acciones de una empresa a lo largo de un año; el número de parados en el sector hotelero a lo largo de un año.

Considere un sistema que puede caracterizarse por estar en cualquier de un conjunto de valores previamente especificado. Suponga que el sistema evoluciona o cambia de un estado a otro a lo largo del tiempo de acuerdo con cierta ley de movimiento, y sea $X(t)$ el valor del sistema en el tiempo t . Si se considera que la forma en la que el sistema evoluciona no es determinista, sino provocada por algún mecanismo aleatorio, entonces puede considerarse que $X(t)$ es una variable aleatoria para cada valor de t . Esta colección de variables aleatorias es la definición de proceso estocástico, y sirve como modelo para representar la evolución aleatoria de un sistema a lo largo del tiempo. En general, las variables aleatorias que conforman un proceso no son independientes entre sí, sino que están relacionadas unas con otras de alguna manera particular. Las distintas formas en que pueden darse estas dependencias es una de las características que distingue a unos procesos de otros.

1.3 Definición de Proceso estocástico

La primera idea básica es identificar un proceso estocástico como una sucesión de variables aleatorias $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$ donde el subíndice indica el instante de tiempo (o espacio)

correspondiente.

Esta idea inicial se puede generalizar fácilmente, permitiendo que los instantes de tiempo en los que se definen las variables aleatorias sean continuos. Así, se podrá hablar de una colección o familia de variables aleatorias $\{X(t), t \in \mathbb{R}\}$, que da una idea mas exacta de lo que es un proceso estocástico.

Se tenía que una variable aleatoria $X(\omega)$ es una función que va desde un espacio muestral Ω a la recta real, de manera que a cada punto $\omega \in \Omega$ del espacio muestral se le puede asociar un número de la recta real. (Por supuesto dicha función debe cumplir con una condición). De igual manera se define el vector aleatorio. (ver figura 1.1).

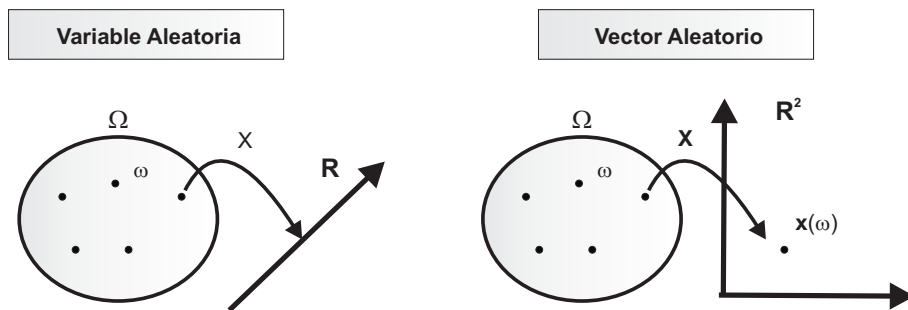


Figure 1.1

Formalmente,

Definición 1.1 (Variable Aleatoria) $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ tal que $X^{-1}(I) \in \mathcal{A}$ $I \subseteq \mathbb{R}$ y además se cumple que $P[X^{-1}(I)] = P[\omega / X(\omega) \in I]$

Definición 1.2 (Vector Aleatorio) $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_k)$ es un vector aleatorio definido en (Ω, \mathcal{A}, P) si y solo si cada $X_i (i = 1, 2, \dots)$ es una variable aleatoria en (Ω, \mathcal{A}, P)

De este modo, la probabilidad de cada suceso de Ω se puede trasladar a la probabilidad de que un valor de $X(\omega)$ caiga en un cierto intervalo o conjunto de números reales. Si a todo esto se le añade una dimensión temporal o espacial, se obtiene un proceso estocástico.

De manera formal, la definición de proceso estocástico toma como base un espacio de probabilidad (Ω, \mathcal{A}, P) . Por lo tanto una definición probabilística y matemática es la siguiente:

Definición 1.3 (Proceso estocástico) Un proceso estocástico sobre (Ω, \mathcal{A}, P) , es una función $X : \Omega \times T \rightarrow E$ tal que a la pareja (ω, t) se le asocia un valor en E representado por $X(\omega, t)$

Ω representa el espacio muestral de un experimento aleatorio y T representa un conjunto de valores asociados generalmente con el tiempo o el espacio.

En la figura 1.2 se visualiza gráficamente la definición de un proceso estocástico.

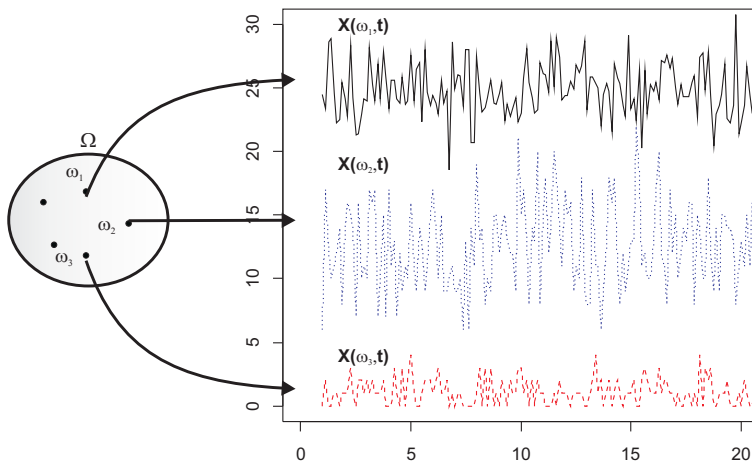


Figure 1.2

■ EJEMPLO 1.1

Supongamos que una línea de taxi de Mérida tiene a su disposición n vehículos. Se está interesado en estudiar la velocidad de los vehículos cuando hacen un viaje de Mérida al vigía. En este caso podemos definir $X(\omega, t)$ como la velocidad del vehículo ω al tiempo t de haber comenzado el recorrido. Por supuesto la velocidad registrada depende del auto y del instante de tiempo en el que se mida la velocidad. □

Notemos que la parte aleatoria de un proceso estocástico viene dada por Ω . Por lo tanto, para cada instante t tendremos una variable aleatoria distinta representada por X_t , con lo que un proceso estocástico puede interpretarse como una sucesión de variables aleatorias cuyas características pueden variar a lo largo del tiempo, como se ve en la figura 1.3.

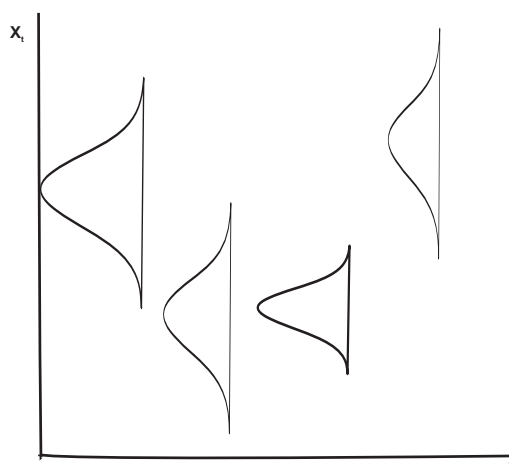


Figure 1.3

En el ejemplo anterior, si fijamos $t = 15$ min., la variable $X(\omega, 15)$ representa la velocidad del carro ω a los 15 minutos de haber salido de Mérida.

De lo dicho anteriormente, se da a continuación una definición de procesos estocásticos que es generalmente más usada

Definición 1.4 (Proceso estocástico) *Un proceso estocástico sobre (Ω, \mathcal{A}, P) con espacio de estados E y conjunto de índices T , es una familia de variables aleatorias representada por $\{X_t : t \in T\}$.*

A los posibles valores que puede tomar la variable aleatoria se le denominan estados, por lo tanto al conjunto de todos los posibles valores se le denomina espacio de estados. Formalmente

Definición 1.5 (Espacio de Estados) *Es el conjunto de todos los posibles valores de X_t .*

El espacio de estados puede ser finito o infinito, tal distinción es muy importante porque la misma da una tipología de los procesos estocásticos.

El otro elemento importante en la definición de proceso estocástico es el espacio de parámetro conocido también como conjunto de índices.

Definición 1.6 (Espacio del Parámetro) *Es el conjunto de posibles índices, usualmente es $[0, \infty)$; $(-\infty, \infty)$; $\{1, 2, 3, \dots\}$; etc. Usualmente T representa un conjunto de tiempo.*

Al igual que con el espacio de estados, el espacio del parámetro puede ser finito o infinito, y dicha diferenciación definen una tipología de los procesos estocásticos. En el caso finito, se acostumbra sustituir t por n .

Notación Es costumbre escribir

$$\{X_t : t \in T\} \equiv \{X_t(\omega) : \omega \in \Omega; t \in T\} \equiv \{X_t\}_{t \in T}$$

■ EJEMPLO 1.2

Sea X_t el número de clientes que se encuentran en una cola en el momento t .

$$E = \{0, 1, 2, \dots\}$$

$$T = \{t : t \in (-\infty, \infty)\}$$

□

■ EJEMPLO 1.3

Lanzamiento de un dado muchas veces. X_t es la cara del dado que cae en el momento t .

$$E = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

$$T = \{t : t \in (-\infty, \infty)\}$$

□

Hemos visto que si fijamos el valor de t obtenemos una variable aleatoria. Por otro lado, si fijamos $\omega \in \Omega$ entonces obtenemos una función $X(\omega) : T \rightarrow \mathcal{R}$ sobre el conjunto de parámetros, es decir, a cada evento ω en el espacio Ω le corresponde una función sobre el conjunto de parámetros T .

Por lo tanto, para cada valor de t en T , el mapeo $\omega \rightarrow X_t(\omega)$ es una variable aleatoria, mientras que para cada ω en Ω fijo, la función $t \rightarrow X_t(\omega)$ es llamada una trayectoria o realización del proceso (ósea que en vez de un valor se tiene una función de t). Es decir, a cada ω del espacio muestral le corresponde una trayectoria del proceso (ver figura 1.4). Es por ello que a veces se define un proceso estocástico como una función aleatoria.

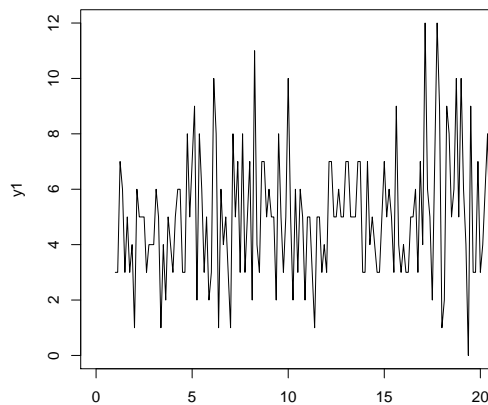


Figure 1.4 Trayectoria de un Proceso Estocástico

Notación

- $X_{\cdot}(\omega)$ para ω fijo ($\omega \in \Omega$) representa una realización del proceso estocástico.
- $X_t(\cdot)$ para t fijo ($t \in T$) es una variable aleatoria.

■ EJEMPLO 1.4

Consideremos el proceso $\{X_t : t \geq 0\}$ que registra el número de llamadas que llegan a una central telefónica durante un día. Escoger $\omega \in \Omega$ equivale escoger un día del año al azar. Una vez determinado ω tenemos una función $X(\omega) : \mathcal{R} \rightarrow \mathcal{R}$, que corresponde al número de llamadas telefónicas recibidas hasta el instante t durante el día ω . Si fijamos t , entonces X_t es una variable aleatoria que representa el número de llamadas hasta el instante t . Ahora si fijamos un conjunto finito de índices (t_1, t_2, \dots, t_n) es un vector aleatorio n -dimensional. \square

■ EJEMPLO 1.5

Se lanza una moneda varias veces. Supóngase que cada vez que sale cara, un jugador gana 1 unidad y si sale cruz pierde 1 unidad. Se puede definir un proceso estocástico que modeliza la evolución del juego. Así, si se denomina X_n al número de unidades monetarias que quedan después de n lanzamientos, el espacio muestral de X_n es

$$\Omega = \{n - \text{uplas de c y s}\}$$

de modo que el número de elementos del conjunto es

$$N(\Omega) = 2^n$$

y el sigma-álgebra que se define es $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$, esto es, las partes de Ω . Si consideramos a todas las posibles $n - \text{uplas}$ equiprobables entonces $P(\omega) = 1/2^n$.

Es un proceso discreto, porque el conjunto paramétrico es $T = \{1, 2, 3, \dots\}$ y el posible conjunto de estados es

$$E = \{\dots, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, \dots\}$$

- Fijemos ω y construyamos una trayectoria de $X_t(\omega)$. Vamos a suponer que $n = 6$ y que $\omega = \{c, c, s, s, s, s\}$, entonces

$$X_1(\omega) = 1; X_2(\omega) = 2; X_3(\omega) = 1$$

$$X_4(\omega) = 0; X_5(\omega) = -1; X_6(\omega) = -2$$

- Fijemos t , por ejemplo $t = 3$, y calculemos la distribución de X_3 . Haciendo el diagrama de árbol es fácil ver que

$$X_3 = \{-3, -1, 1, 3\}$$

y

$$P(X_3 = -3) = \frac{1}{2^3} = \frac{1}{8}$$

$$P(X_3 = -1) = 3 \frac{1}{2^3} = \frac{3}{8}$$

$$P(X_3 = 1) = 3 \frac{1}{2^3} = \frac{3}{8}$$

$$P(X_3 = 3) = \frac{1}{2^3} = \frac{1}{8}$$

□

Resumiendo

1. $\{X_t : t \in T\}$ es un punto del espacio T y donde para cada $t \in T$, X_t es un punto en el espacio E .
2. $\{X_t : t \in T\}$ podemos considerarlo como la trayectoria de una partícula que se mueve al azar en el espacio E siendo X_t la posición de la partícula en un instante t .

Recordemos E es el espacio de todos los posibles valores de X_t . Los elementos E_j son los estados del proceso.

1.4 Clasificación de los Procesos estocásticos

De acuerdo con la definición de procesos estocástico vista anteriormente, existen dos elementos muy importantes que los caracterizan, el espacio del parámetro y el espacio de estados. Por lo tanto, tenemos distintos procesos de acuerdo a si dichos espacios son discretos o continuos. Veamos a continuación dicha clasificación

Según T (Espacio del parámetro) 1. Si T es una secuencia finita o infinita numerable, entonces $\{X_t : t \in T\}$ se dice que es un proceso estocástico de parámetro discreto (Cadena estadística).

2. Si T es un intervalo entonces se dice que $\{X_t : t \in T\}$ es un proceso de parámetro continuo.

Según E (Espacio de estado) 1. Si E es un conjunto finito o infinito numerable de estados, entonces $\{X_t : t \in T\}$ es un proceso estocástico discreto en el espacio de estado o proceso estocástico de estado discreto.

2. Si E es un conjunto infinito no numerable de estados, entonces se dice que $\{X_t : t \in T\}$ es un proceso estocástico continuo en el espacio de estado proceso estocástico de estado continuo.

Dicha clasificación no puede verse de manera separada pues un proceso estocástico esta definido por ambos espacios a la vez, siendo así en la siguiente tabla se muestra dicha clasificación

Estado \ Parámetro	Discreto	Continuo
	Discreto	Cadena secuencia aleatoria
Continuo		Proceso continuo

Table 1.1 Clasificación de los procesos estocásticos.

Es decir,

- Una **Cadena** es un proceso estocástico en el cual el tiempo se mueve en forma discreta y la variable aleatoria sólo toma valores discretos en el espacio de estados. Un gráfico típico de este tipo de proceso se muestra en la figura 1.5.

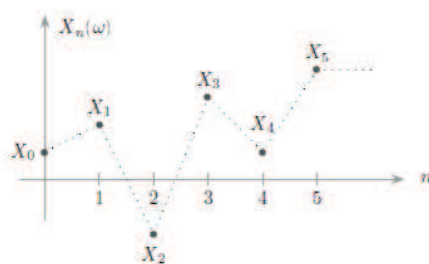


Figure 1.5 Cadena

Por ejemplo, considere una máquina dentro de una fábrica, los posibles estados de para la máquina son que esté operando o que esté fuera de funcionamiento y la verificación de esta característica se realizará al principio de cada día de trabajo. Si hacemos corresponder el estado "fuera de funcionamiento" con el valor 0 y el estado "en operación" con el valor 1, se tiene que el espacio de estado es $E = \{0, 1\}$ y el espacio del parámetro es $T = \{1, 2, \dots, 20\}$ correspondientes a los días laborales, la siguiente figura muestra una posible secuencia de cambios de estado a través del tiempo para esa máquina.

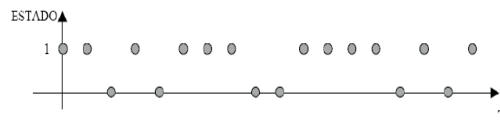


Figure 1.6 Estado de la máquina al inicio del día

- Un **Proceso Puntual** es un proceso estocástico en el cual los cambios de estados pueden ocurrir en cualquier momento pero la variable aleatoria sólo toma valores discretos en el espacio de estados, por ejemplo, unidades producidas hasta el instante de tiempo t . La representación gráfica común de este tipo de procesos se muestra en la figura 1.6

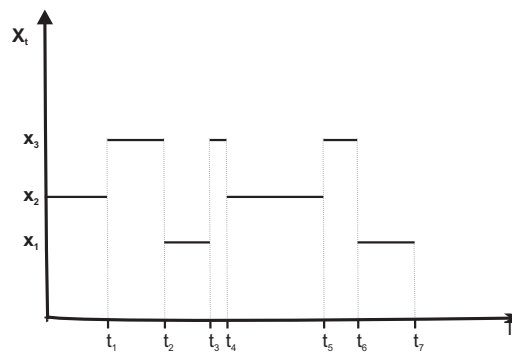


Figure 1.7 Proceso Puntual

Por ejemplo consideremos de numero de estudiantes que están solicitando libros en la biblioteca de la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales en un instante de tiempo al día. El espacio de estados esta representado por $E = \{0, 1, 2, \dots, n\}$, numero de estudiantes, el cual es discreto, y el espacio de estados sería $T = [0, 480]$ tomando el tiempo en minutos, el cual es continuo.

- En una **secuencia aleatoria** los estados cambian dentro de un conjunto continuo de estados y en momentos determinados de tiempo. La figura 1.5 es un gráfico representativo de este tipo de procesos pero en este caso la variable aleatoria es continua. Un ejemplo de este tipo es la cantidad de lluvia en litros que cae diariamente durante un mes. La cantidad de agua es una variable aleatoria continua, entonces $E = [0, \infty)$, y el espacio del parámetro sería $T = \{1, 2, \dots, 00\}$ días del mes.

- En un **proceso continuo** los cambios de estados se producen en cualquier instante y hacia cualquier estado dentro de un espacio continuo de estados. La figura 1.8 muestra gráficamente un proceso de este tipo.

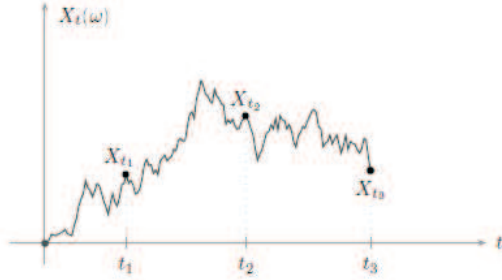


Figure 1.8 Proceso Continuo

Por ejemplo sea $\{X_t : t \in T\}$ un proceso estocástico donde X_t es el flujo de agua en un río en un intervalo de tiempo. Según T es de parámetro continuo y según E es un proceso estocástico continuo.

1.5 Distribución de orden k de un proceso estocástico

Definición 1.7 La Función de Distribución de orden k del proceso estocástico $\{X_t, t \in T\}$, es la función de distribución conjunta del vector aleatorio $(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_k})$, es decir

$$F(x_1, x_2, \dots, x_k; t_1, t_2, \dots, t_k) = P[X_{t_1} \leq x_1, X_{t_2} \leq x_2, \dots, X_{t_k} \leq x_k]$$

Definición 1.8 La Función de de masa de probabilidad y la función de densidad de orden k del proceso estocástico $\{X_t, t \in T\}$, están dadas respectivamente por

$$P(x_1, x_2, \dots, x_k; n_1, n_2, \dots, n_k) = P[X_{n_1} = x_1, X_{n_2} = x_2, \dots, X_{n_k} = x_k]$$

y

$$f(x_1, x_2, \dots, x_k; t_1, t_2, \dots, t_k) = \frac{\partial^k}{\partial x_1, \dots, \partial x_k} F(x_1, x_2, \dots, x_k; t_1, t_2, \dots, t_k)$$

■ EJEMPLO 1.6

Consideremos el lanzamiento de una moneda varias veces. Cada vez que la moneda cae cara la partícula se mueve una posición hacia atrás, en caso contrario se mueve una posición hacia adelante. Sea $p = P[\text{sello}]$. Sea X_n la posición de la partícula en el tiempo $n = 2$. Estamos interesados en hallar la función de masa de probabilidad de orden j del proceso.

Como $n = 2$ nos interesa modelar la posición de la partícula una vez que la moneda ha sido lanzada dos veces. El espacio muestral del experimento aleatorio es

$$\Omega = \{ss, sc, cs, cc\}$$

donde $\{s\}$ es sello y $\{c\}$ es cara. La variable aleatoria X_n toma los siguientes valores:

- $X_2 = -2$ cuando ocurre $\omega = \{cc\}$,
- $X_2 = 0$ cuando ocurre $\omega = \{sc\}$ ó $\omega = \{cs\}$
- $X_2 = 2$ cuando ocurre $\omega = \{ss\}$

Ahora bien,

- $P[X_2 = -2] = P[\{cc\}] = (1-p)(1-p) = (1-p)^2$
- $P[X_2 = 0] = P[\{sc\} \cup \{cs\}] = P[\{sc\}] + P[\{cs\}] = (1-p)p + p(1-p) = 2p(1-p)$
- $P[X_2 = 2] = P[\{ss\}] = (p)(p) = p^2$

Por lo tanto,

$$P[X_2 = x] = \begin{cases} (1-p)^2, & \text{si } x = -2; \\ 2p(1-p), & \text{si } x = 0; \\ p^2, & \text{si } x = 2. \end{cases}$$

□

1.6 Primer y Segundo Momento de un Proceso Estocástico

Así mismo como la media, la varianza y la covarianza nos permiten caracterizar, al menos parcialmente, variables y vectores aleatorios, también podemos caracterizar un proceso estocástico con la ayuda de sus momentos.

Definición 1.9 La media $E[X_t]$ de un proceso estocástico $\{X_t, t \in T\}$ en el tiempo t se denota por $m_X(t)$. Además la función de autocorrelación y la función de autocovarianza del proceso en el punto (t_1, t_2) son definidas respectivamente por

$$\begin{aligned} R_X(t_1, t_2) &= E[X_{t_1}, X_{t_2}] \\ Cov_X(t_1, t_2) &= R_X(t_1, t_2) - m_X(t_1)m_X(t_2) \end{aligned}$$

Finalmente, el coeficiente de correlación del proceso estocástico en el punto (t_1, t_2) es

$$\rho_X(t_1, t_2) = \frac{Cov_X(t_1, t_2)}{[Cov_X(t_1, t_1)Cov_X(t_2, t_2)]^{1/2}}$$

Se usa el prefijo auto porque la función es calculada para dos valores del mismo proceso $\{X_t, t \in T\}$. La función $R_{X,Y}(t_1, t_2) = E[X_{t_1}Y_{t_2}]$ donde $\{Y_t, t \in T^*\}$ es otro proceso estocástico, es llamada la **Función de Correlación Cruzada**. De hecho en nuestro caso podemos omitir el prefijo.

La función $R_X(t, t) = E[X_t^2]$ es llamada la potencia promedio del proceso estocástico. Además la **Varianza** del proceso en el tiempo t es

$$Var[X_t] = Cov_X(t, t)$$

EJEMPLO 1.7

Sea Y una variable aleatoria que se distribuye $U(0, 1)$. Definamos el proceso estocástico $\{X_t, t \geq 0\}$ por

$$X_t = e^Y t, t \geq 0$$

Vamos a calcular la función de densidad de primer proceso, la media y la función de autocorrelación.

Usando la técnica de la transformación se tiene que la función de densidad de primer orden del proceso está dada por

$$f(x, t) = f_{X_t}(x) = f_Y[\ln(x/t)] \left| \frac{d \ln(x/t)}{dt} \right| = 1$$

$$\begin{aligned} f(x, t) &= f_{X_t}(x) = f_Y[\ln(x/t)] \left| \frac{d \ln(x/t)}{dt} \right| \\ &= 1 \left| \frac{1}{x/t} 1/t \right| = \left| \frac{1}{x} \right| = \frac{1}{x}, \forall x \in (t, te) \end{aligned}$$

La media es

$$\begin{aligned} E[X_t] &= E[e^Y t] = tE[e^Y] = t \int_0^1 e^y 1 dy = te^y \Big|_0^1 \\ &= t(e^1 - e^0) = t(e - 1), t \geq 0 \end{aligned}$$

o de manera equivalente,

$$\begin{aligned} E[X_t] &= \int_t^{te} x \frac{1}{x} dx = \int_t^{te} dx = x \Big|_t^{te} \\ &= te - t = t(e - 1), t \geq 0 \end{aligned}$$

Finalmente,

$$X_t X_{t+s} = e^Y t e^Y (t+s) = e^{2Y} t(t+s)$$

Por lo tanto,

$$\begin{aligned} R_X(t, t+s) &= E[X_t, X_{t+s}] = E[e^{2Y} t(t+s)] = t(t+s) E[e^{2Y}] \\ &= t(t+s) \int_0^1 e^{2y} dy = t(t+s) \frac{e^{2y}}{2} \Big|_0^1 = \frac{t(t+s)}{2} [e^2 - 1], \forall s, t \geq 0 \end{aligned}$$

□

EJEMPLO 1.8

Ensayos independientes para los cuales la probabilidad de éxito es la misma para cada uno de estos ensayos son llamados ensayos Bernoulli. Por ejemplo, podemos lanzar un dado independientemente un número indefinido de veces y definir un éxito cuando cae el "6". Un proceso Bernoulli, es una sucesión X_1, X_2, \dots de variables aleatorias

Bernoulli asociadas con ensayos Bernoulli. Esto es, $X_k = 1$ si el k -ésimo ensayo es un éxito y $x_k = 0$ en otro caso. Podemos fácilmente calcular

$$E[X_k] = \sum_{x_k=0}^1 x_k P(x_k) = 0(1-p) + 1(p) = p$$

donde p es la probabilidad de un éxito, y

$$\begin{aligned} R_X(k_1, k_2) &= E[X_{k_1} X_{k_2}] = \sum_{x_{k_1}=0}^1 \sum_{x_{k_2}=0}^1 x_{k_1} x_{k_2} P[x_{k_1} x_{k_2}] \\ &= \sum_{x_{k_1}=0}^1 \sum_{x_{k_2}=0}^1 x_{k_1} x_{k_2} P[x_{k_1}] P[x_{k_2}] \\ &= 0 * 0(1-p)^2 + 0 * 1(1-p)p + 1 * 0 * p(1-p) + 1 * 1 * p^2 = p^2 \end{aligned}$$

si $k_1 = k_2 = k$,

$$R_X(k, k) = E[X_k^2] = \sum_{x_k=0}^1 x_k^2 P[x_k] = 0^2(1-p) + 1 * p = p$$

Entonces,

$$Cov_X(k_1, k_2) = \begin{cases} p^2 - p * p = 0, & \text{si } k_1 \neq k_2; \\ Cov_X(k, k) = p - p^2 = p(1-p), & \text{si } k_1 = k_2 = k. \end{cases}$$

□

1.7 Propiedades de los Procesos Estocásticos

Algunos procesos estocásticos presentan propiedades las cual permiten su estudio de manera más fácil pues se simplifican los cálculos en los mismos. En este caso vamos a estudiar tres de las propiedades más importantes: Procesos estacionarios, procesos Markovianos y procesos con incrementos independientes.

1.7.1 Procesos Estacionarios

Intuitivamente, un proceso estacionario es aquel que, a lo largo del tiempo, mantiene sus características estadísticas.

Por ejemplo, si se sintoniza un receptor de FM en un canal libre, se oye un ruido de fondo. Ese ruido de fondo suena siempre igual. No cambia de volumen ni de sonido con el tiempo, ni a lo largo del día. Un ejemplo de proceso no estacionario sería la temperatura ambiente en Mérida. Sabemos bien que la temperatura promedio en diferentes épocas del año la temperatura promedio es distinta. Esta correlación entre la época y, en este caso, el promedio de temperatura, sugiere la no estacionariedad del proceso.

Existen dos clases de procesos estacionarios: Débil y estricto.

Definición 1.10 (Estacionario Débil) Decimos que el proceso estocástico $\{X_t, t \in T\}$ tal que $E[X_t^2] < \infty$ es un proceso estacionario débil o estacionario en sentido amplio si

1. $E[X_t] = m \forall t \in T$
2. $R_X(t_1, t_2) = R_X(t_2 - t_1)$

Esta es la acepción de estacionariedad más utilizada en la práctica.

Observaciones:

1. Debe existir el momento de orden 2 de las variables aleatorias.
2. Ya que $E[X_t] = m$, si $\{X_t, t \in T\}$ es un proceso estacionario débil entonces

$$\begin{aligned} Cov_X(t_1, t_2) &= R_X(t_1, t_2) - m_X(t_1)m_X(t_2) = R_X(t_2 - t_1) - m^2 \\ &= Cov_X(t_2 - t_1) = Cov_X(h) \quad h = t_2 - t_1 \end{aligned}$$

Es decir que la función de autocovarianzas toma el mismo valor para 2 variables aleatorias separadas por un retardo h en el proceso, independientemente de donde se encuentren estas 2 variables aleatorias en el tiempo.

3. Si seleccionamos $t_1 = t_2 = t$ obtenemos $R_X(t, t) = E[X_t^2] = R_X(0) \forall t$. Además $Cov_X(t, t) = E[X_t^2] - m^2 = Var[X_t] = R_X(0) - m^2$ no depende de t .
4. Si tomamos $t_1 = t$ y $t_2 = t + s$

$$R_X(t_1, t_2) = R_X(t_2 - t_1) = R_X(t + s - t) = R_X(s)$$

Definición 1.11 (Estacionario Estricto) Decimos que el proceso estocástico $\{X_t, t \in T\}$ es un proceso estacionario estricto si su función de distribución es invariante bajo cualquier cambio de origen

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) = F(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1+s, t_2+s, \dots, t_n+s) \quad \forall s, n, t_1, \dots, t_n$$

es decir si $\forall n \in N, \forall s \in T$ y $\forall \{t_1, t_2, \dots, t_n\} \in T$ las variables aleatorias $(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n})$ tiene la misma distribución conjunta que $(X_{t_1+s}, X_{t_2+s}, \dots, X_{t_n+s})$

Observaciones:

1. En la práctica es difícil demostrar que un proceso es estacionario estricto (Excepto en el caso de un proceso gaussiano). En consecuencia, a menudo nos conformamos con una versión más simple de la noción de estacionariedad, al considerar sólo los casos cuando $n = 1$ y $n = 2$.
2. Si $\{X_t, t \in T\}$ es un proceso estacionario estricto entonces cuando $n = 1$

$$F(x; t) = F(x; t + s)$$

es decir, todas las variables aleatorias tienen la misma distribución y si suponemos que $E[X_t^2] < \infty$ entonces $m_X(t) = m$ la cual es la condición 1 del proceso débil.

Cuando $n=2$

$$F(x_{t_1}, x_{t_2}; t_1, t_2) = F(x_1, x_2; t_1 + s, t_2 + s) = F(x_1, x_2; t_2 - t_1)$$

esto implica que

$$R_X(t_1, t_2) = R_X(t_2 - t_1)$$

la cual es la condición 2 del proceso estacionario débil.

Por lo tanto, si un proceso es estacionario estricto entonces es estacionario débil. Lo contrario por lo general no es cierto.

■ EJEMPLO 1.9

El proceso Poisson, denotado como $\{N_t, t \geq 0\}$ tiene las siguientes características

$$E[N(t)] = \lambda t, \quad R_X(t_1, t_2) = \lambda_{\min(t_1, t_2)}$$

es fácil ver que no es estacionario pues $E[N_t]$ depende de t .

Ahora si definimos $X_t = \frac{N_t}{t}$ entonces $E[X_t] = \lambda$ no depende de t pero $R_X(t_1, t_2)$ no puede escribirse como $R_X(t_2 - t_1)$. Por lo tanto tampoco es estacionario. \square

■ EJEMPLO 1.10

Consideremos el ejemplo 1.6, que por comodidad reescribimos la función de masa de probabilidad de orden 2

$$P[X_2 = x] = \begin{cases} (1-p)^2, & \text{si } x = -2; \\ 2p(1-p), & \text{si } x = 0; \\ p^2, & \text{si } x = 2. \end{cases}$$

\square

1.7.2 Procesos Markovianos.

La característica principal de los procesos estocásticos markovianos es que la distribución de X_{n+1} sólo depende de la distribución de X_n y no de las anteriores que el estado futuro del proceso, sólo depende del estado presente, y no del resto de estados pasados. Formalmente se expresa como:

$\forall n \in N$ y $\forall t_1 < \dots < t_n$

$$P(X_{t_n} \leq x_n | X_{t_1} \leq x_1, \dots, X_{t_{n-1}} \leq x_{n-1}) = P(X_{t_n} \leq x_n | X_{t_{n-1}} \leq x_{n-1})$$

Cuando el espacio de estados E es discreto, entonces se puede escribir

$$P(X_{t_n} = x_n | X_{t_1} = x_1, \dots, X_{t_{n-1}} = x_{n-1}) = P(X_{t_n} = x_n | X_{t_{n-1}} = x_{n-1})$$

1.7.3 Procesos de incrementos independientes.

Se dice que un proceso $\{X_t$ tal que $t \in T\}$ es de incrementos independientes si $\forall n \in \mathbb{N}, \forall t_1, \dots, t_n \in T$, con $t_1 < \dots < t_n$, las variables aleatorias

$$\begin{aligned} y_1 &= X_{t_2} - X_{t_1} \\ y_2 &= X_{t_3} - X_{t_2} \\ &\dots \\ y_{n-1} &= X_{t_n} - X_{t_{n-1}} \end{aligned}$$

Son independientes.

Proposición 1.1 *Todo proceso de incrementos independientes es un proceso markoviano.*

Justificación

Supongamos un proceso $\{X_1, X_2, X_3\}$ y hay que demostrar que

$$P(X_3 = x_3 | X_2 = x_2, X_1 = x_1) = P(X_3 = x_3 | X_2 = x_2)$$

para ver que es markoviano.

Así (dado que se conocen $X_2 = x_2$ y $X_1 = x_1$)

$$\begin{aligned} P(X_3 = x_3 | X_2 = x_2, X_1 = x_1) &= P(X_3 - X_2 = x_3 - x_2 | X_2 = x_2, X_2 - X_1 = x_2 - x_1) (*) \\ &= P(X_3 - X_2 = x_3 - x_2 | X_2 = x_2) \\ &= P(X_3 = x_3 | X_2 = x_2) \end{aligned}$$

(*) por hipótesis, los incrementos son independientes.

Quedando así probado.

1.8 Ejercicios

Los ejercicios están disponibles en mi página web.

COSAS QUE DEBO MEJORAR EN LA CLASIFICACIÓN

CHAPTER 2

CADENAS DE MARKOV

2.1 Introducción

Muchas decisiones deben tomarse dentro de un contexto de aleatoriedad. Fallas aleatorias de los equipos, tasas de producción fluctuantes y demandas desconocidas son todas parte de las decisiones normales que hay que tomar. En un esfuerzo de cuantificar, entender, y predecir los efectos de la aleatoriedad, la teoría matemática de la probabilidad y de los procesos estocásticos ha sido desarrollada, y en este capítulo, un tipo especial de proceso estocástico llamado Cadena de Markov es introducido. En particular una cadena de Markov tiene la propiedad de que el futuro es independiente del pasado dado el presente. Estos procesos son llamados así debido al probabilista Andrei Markov, quién publicó una serie de trabajos a inicio de 1907 los cuales llevaron a las fundamentaciones teóricas para las cadenas de Markov de estados finito.

En este capítulo estudiamos un tipo especial de proceso estocástico de parámetro discreto que es un poco más complicado que una sucesión de variables aleatorias independientes idénticamente distribuidas; llamémoslo cadenas de Markov. Intuitivamente una cadena de Markov es un proceso de parámetro discreto en el cual el futuro es independiente del pasado dado el presente. Por ejemplo, suponga que dos personas deciden participar en un juego con una moneda insesgada. Cada uno comienza con 5 monedas y lanzan la moneda varias veces. Si cae cara, el jugador 1 se gana una moneda, de lo contrario, el jugador

2 se gana la moneda. El juego continua hasta que uno de los dos se queda con las 10 monedas. La sucesión de caras y sellos obtenida de los sucesivos lanzamientos forman un proceso estocástico i.i.d., la sucesión representada por el número total de monedas que tiene el jugador 1 será una cadena de Markov. Para ver esto, asumamos que después de varios lanzamientos, el jugador 1 tiene tres monedas. La probabilidad de que después del próximo lanzamiento el jugador 1 tenga cuatro monedas es 0.5 y el conocimiento del pasado (es decir, cuantas monedas el tenía uno o dos lanzamientos antes) no ayuda en el cálculo de la probabilidad de 0.5. Por lo tanto, el futuro (cuantas monedas tendrá después del próximo lanzamiento) es independiente del pasado (cuantas monedas tenía en los lanzamientos anteriores) dado el presente (cuantas monedas tiene actualmente).

Sea $\{X_n\}_{n \geq 0}$ una secuencia de variables aleatorias, donde X_n representa el estado de un sistema en el instante n y el conjunto de estados \mathbf{E} está dado por $\mathbf{E} = \{E_j : j = 0, 1, 2, \dots\}$.

Notación

$X_n = j$. valor que toma la variable aleatoria X en el instante n .

Definición 2.1 Se dice que las variables aleatorias $X_i, i = 0, 1, 2, \dots, n$ son **mutuamente independientes** si y sólo si

$$P(\{X_n = j / X_0 = i_0, X_1 = i_1, X_2 = i_2, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}\}) = P(\{X_n = j\})$$

Definición 2.2 (Cadena de Markov) Es una familia de variables aleatoria, $\{X_n : n \in \mathbb{N}\}$, tales que para todo n y para todos los valores posibles de los X_n se cumple

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

2.2 Ejemplos de algunas Cadenas de Markov

2.2.1 Cadenas de Ramificación

Considere una partícula que es capaz de producir nuevos hijos de cada tipo. Para cada miembro sea $p_k, k = 0, 1, 2, \dots$ la probabilidad de crear k nuevos miembros. Los descendientes directos de la generación n forman la generación $(n + 1)$. Los miembros de cada generación son independientes de otros. Supongamos que X_n es el tamaño de la n -ésima generación, es claro que X_n solo depende de X_{n-1} ya que $X_n = \sum_{i=1}^{n-1} Y_i$ donde Y_i es el número de hijos del i -ésimo miembro de la generación $n - 1$. Por lo tanto, X_n representa una cadena de Markov. Las reacciones nucleares en cadena, la sobrevivencia de los apellidos familiares, la mutación de genes y las líneas de espera en sistemas de colas son ejemplos de procesos de ramificación.

EJEMPLO 2.1 Reacción Nuclear en Cadena

En una reacción nuclear en cadena una partícula tal como un neutrón se activa con probabilidad p , creando m partículas nuevas, y $q = 1 - p$ representa la probabilidad de que esta permanezca inactiva sin descendientes. En este caso, el único número posible de descendientes es cero o m con probabilidad q y p respectivamente. Si p es cercano a uno, es muy probable que el número de partículas se incrementan indefinidamente, llevando a una explosión, mientras que si p es cercano a cero el proceso puede nunca iniciarse.

■ EJEMPLO 2.2 Sobrevida del Apellido Familiar

En la sociedad victoriana producía preocupación la posibilidad de que los apellidos aristocráticos se estuviesen extinguiendo.

El francés I.J. Bienaymé fue el primer estadístico del que se tiene constancia que consideró este problema, en 1845. Paralelamente a Bienaymé, los investigadores británicos Francis Galton y Henry William Watson estudiaron de modo propio el problema de la propagación de los apellidos, publicando sus resultados en Galton y Watson (1874), entre otros documentos. Para una historia detallada, ver (Kendall, 1966) y (Kendall, 1975).

Para la realización del estudio se considera una población con M varones adultos en la que, en cada generación, el a_0 por ciento de los varones adultos no tiene hijos varones que alcancen la vida adulta, el a_1 por ciento tiene un hijo varón que llega a adulto, el a_2 tiene dos y así sucesivamente hasta el a_5 por ciento que tiene 5. El problema plantea, en esas circunstancias, dos cuestiones:

- ¿Qué proporción de los apellidos se ha extinguido tras r generaciones?
- ¿En cuántos casos el mismo apellido será compartido por m personas?

Si bien Galton y Watson realizaron grandes avances en la investigación del Problema, la solución definitiva al mismo llegó bastante más tarde, en 1930, de la mano de J.F. Steffensen. Este matemático demostró, entre otras cosas, que la probabilidad de extinción de una familia (del apellido que comparte dicha familia) depende del número medio de hijos de cada individuo (con la notación anterior, de la cantidad $r = a_1 + 2a_2 + 3a_3 + \dots$). Si $r \leq 1$ la probabilidad de que un apellido familiar se extinga es 1 y si $r > 1$, dicha probabilidad de extinción tomará un valor entre 0 y 1.

Estos estudios crearon el llamado proceso de Galton-Watson que en un principio se aplicó únicamente al problema de la extinción de los apellidos. Sin embargo, pronto se empezó a emplear en el campo de la biología, para modelizar la extensión de los seres vivos. Hoy en día, se aplica en multitud de disciplinas, desde la teoría de colas hasta la propagación de virus informáticos.

■ EJEMPLO 2.3 Genética

En el problema de la mutación genética, todos los genes tienen un chance de reaparecer en sus k descendientes directos con probabilidad $p_k, k = 1, 2, \dots$. Una mutación espontánea produce un gen simple que juega el rol de una partícula en la generación cero. La dispersión del gen a través de las siguientes generaciones sigue una cadena de Markov. Una cuestión de interés puede ser que tan probable es que el gen este presente en k nacimientos.

■ EJEMPLO 2.4 Líneas de Espera

En cualquier tipo de colas o líneas de espera, los clientes llegan aleatoriamente y esperan a ser servidos. Un cliente que llega cuando el servidor está libre recibe inmediatamente el servicio, de lo contrario el cliente se une a la cola y espera por el servicio. El servidor atiende a los clientes de acuerdo a alguna disciplina de la cola, como por ejemplo primero en llegar primero en salir. La duración total de servicio

ininterrumpido desde que inicia en $t = 0$ es conocido como el período de ocupación. Bajo el supuesto de que el tiempo de varias llegadas y el tiempo de servicio son variables aleatorias independientes, entonces podría ser de interés conocer el número total de clientes durante el período de ocupación, la duración del período de ocupación, la probabilidad del tiempo de terminación, entre otras. Como se verá, las colas están universalmente caracterizadas dependiendo de la distribución del tiempo de servicio y el número total de servidores. Por ejemplo, los tiempos entre llegadas y servicio pueden ser distribuidos exponencial, mientras que el número de servidores puede ser uno o varios en paralelo.

Sea X_n el número de clientes que esperan en la cola en el instante t_n cuando el n -ésimo cliente se va del sistema después de completar el servicio. Si consideramos que el primer cliente que llega y recibe de inmediato el servicio como la generación cero, entonces los descendientes directos son los X_1 clints que llegan durante el tiempo de servicio del primer cliente y forman la cola. Y de esta manera el proceso continua. Es claro que el número de clientes, X_n que esperan servicio en l tiempo t_n forman una cadena de Markov.

2.2.2 Caminatas Aleatorias

Una caminata aleatoria es una cadena de Markov que en su versión más sencilla considera que una partícula, en el tiempo 0, está en el origen. Luego en cada unidad de tiempo, aleatoriamente la partícula se mueve a la derecha o a la izquierda. Por lo tanto, la variable aleatoria X_n denota la posición de la partícula después de un tiempo n , entonces el espacio de estado es $\{0, 1, 2, 3, \dots\}$. Es claro que la posición siguiente de la partícula solo depende de la posición actual, entonces se cumple la propiedad de Markov. Si estando la partícula en el estado i esta sólo se puede mover a los estados $i + 1$ y $i - 1$, con probabilidades p y q respectivamente, entonces se tiene

$$P(\{X_n = j / X_{n-1} = i\}) = \begin{cases} p, & j=i+1; \\ q, & j=i-1. \end{cases}$$

Una generalización de la caminata aleatoria es considerar que la partícula puede permanecer en el mismo estado en una transición, si denotamos por r la probabilidad de que eso ocurra se tiene que

$$P(\{X_n = j / X_{n-1} = i\}) = \begin{cases} p, & j=i+1; \\ q, & j=i-1; \\ r, & j=i. \end{cases}$$

Otra manera de generalizar la caminata aleatoria es asumir que las probabilidades p y q (y r en el caso anterior) pueden depender del estado i donde la partícula esta. Así, tenemos

$$P(\{X_n = j / X_{n-1} = i\}) = \begin{cases} p_i, & j=i+1; \\ q_i, & j=i-1. \\ r_i, & j=i. \end{cases}$$

■ EJEMPLO 2.5 Ruina del Jugador

Supongamos que 2 jugadores Antonio y Bonifacio, participan en un juego solamente ellos dos. Antonio dispone de a bolívares y Bonifacio de b bolívares, por lo tanto se dispone de $c = a + b$ Bs. Sea X_n la fortuna de Antonio en el instante n . Suponga que Antonio gana con probabilidad p y pierde con probabilidad q . Como la fortuna de Bonifacio solo depende de su fortuna actual entonces $\{X_n\}$ es una cadena de Markov, cuyo espacio de estado es $\{0, 1, 2, 3, \dots, c = a + b\}$.

■ EJEMPLO 2.6 Borrachito

Un borracho se mueve aleatoriamente en el eje de las abscisas con paso unitario. Sea

r_i : probabilidad de quedarse en E_i .

p_i : probabilidad de pasar de E_i a E_{i+1} .

q_i : probabilidad de pasar de E_i a E_{i-1} .

Supongamos que

$$p_i > 0; q_i > 0; r_i \geq 0; \forall i \geq 1$$

$$p_i + q_i + r_i = 1; \forall i \geq 1$$

$$r_0 + p_0 = 1; r_0 \geq 0; p_0 \geq 0.$$

Sea X_n la posición del borracho en el instante n . Como la posición siguiente del borrachito solamente depende de la posición actual, $\{X_n\}$ una cadena de Markov con espacio de estados $E = \{E_0, E_1, E_2, \dots\}$

■ EJEMPLO 2.7 Vendedor

Un vendedor vive en el pueblo ' a ' y es responsable de los pueblos ' a ', ' b ' y ' c '. Cada semana se requiere visitar un pueblo diferente. Cuando él esta en casa, es indiferente el pueblo que el visitará a la semana siguiente, por lo tanto lanza una moneda y si cae cara el visita al pueblo ' b ' de lo contrario visita al pueblo ' c '. Sin embargo, cuando el esta por fuera tiene cierta preferencia de ir a casa, por lo tanto, él lanza dos monedas, si las dos monedas caen cara el visita el otro pueblo que no está en su casa. Los sucesivos pueblos que el visita forman una cadena de Markov con espacio de estados $E = \{a, b, c\}$ donde la variable aleatoria X_n es igual a ' a ', ' b ' o ' c ' de acuerdo a su ubicación en la semana n .

2.2.3 Otros Ejemplos

■ EJEMPLO 2.8 Acciones

Considere el siguiente modelo para el valor de una acción. Al final de un día dado se registra el precio. Si la acción subió, la probabilidad de que suba mañana es p_1 . Si la acción bajó, la probabilidad de que suba mañana es p_2 . Evidentemente el valor de la acción al día siguiente depende el valor actual, por lo tanto si X_n representa el valor de la acción el día n , entonces $\{X_n\}$ es una cadena de markov, cuyo espacio de estado es $\{s, b\}$ donde s representa que la acción subió y b que la acción bajo.

■ EJEMPLO 2.9 Inventario

Este es un ejemplo tomado del Hillier- Lieberman (Investigación de operaciones). Una tienda de cámaras tiene en almacén un modelo especial de cámara que se puede ordenar cada semana. Sean D_1, D_2, \dots las demandas respectivas de esta cámara durante la primera, segunda, ..., semana. Se supone que las D_i son variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas que tienen distribución Poisson con media 1. Sea X_0 el número de cámaras que se tienen en el momento de iniciar el proceso, X_1 el número de cámaras que se tienen al final de la semana 1, X_2 el número de cámaras que se tienen al final de la semana 2, etc. Suponga que $X_0 = 3$. El Sábado en la noche la tienda hace un pedido que le entregan en el momento de abrir la tienda el lunes. La tienda usa la siguiente política para ordenar: si no hay cámaras en el inventario, ordena 3 cámaras, de otra manera, si se cuenta con cámaras en el almacén, no se hace el pedido. Se supone que las ventas se pierden cuando la demanda excede el inventario. Entonces $\{X_n; n = 0, 1, 2, \dots\}$ es una cadena de Markov de la forma que se acaba de describir. Los estados posibles de la cadena son los enteros $0, 1, 2, 3, \dots$ que representan el número posible de cámaras en inventario al final de la semana.

■ EJEMPLO 2.10 Mantenimiento de una maquinaria

Considere un granjero que usa un viejo tractor. El tractor esta a menudo en reparación pero solo dura un día para entrar nuevamente en funcionamiento. El primer día fuera de reparación el siempre trabaja pero un día cualquiera, independientemente de su historia previa, hay cierto de chance de que se dañe y por lo tanto sea enviada a reparación. Sean X_0, X_1, \dots variables aleatorias que denotan la condición diaria del tractor, donde un uno denota la condición trabajando y cero la condición fallando. Como el estado siguiente del tractor depende del estado actual, entonces $\{X_n; n = 0, 1, 2, \dots\}$ es una cadena de Markov.

2.3 Definiciones

Definición 2.3 (Probabilidades Iniciales) Sea

$$p_j^{(0)} = P(X_0 = j) \quad \forall j = 0, 1, 2, \dots$$

Los $p_j^{(0)}$ reciben el nombre de **probabilidades iniciales**. En forma matricial se tiene

$$p^{(0)} = [p_0^{(0)}, p_1^{(0)}, p_2^{(0)}, \dots]$$

Definición 2.4 (Probabilidades de Estado) Sea

$$p_j^{(n)} = P(X_n = j) \quad \forall j = 0, 1, 2, \dots \forall n = 0, 1, 2, \dots$$

$p_j^{(n)}$ es la probabilidad de que en el momento n el sistema está en el estado j . En forma matricial

$$\underline{P}^{(n)} = [p_0^{(n)}, p_1^{(n)}, p_2^{(n)}, \dots]$$

Definición 2.5 (Probabilidades de Transición) Sea

$$p_{ij} = P(X_n = j / X_{n-1} = i) \quad \forall i, j = 0, 1, 2, \dots \forall n = 1, 2, \dots$$

p_{ij} es la probabilidad de que en el momento n el sistema está en el estado j dado que en el instante anterior estaba en el estado i .

Nota: Si los p_{ij} no dependen de n , se dice que la cadena es homogénea.

Definición 2.6 (Matriz de Probabilidad de Transición)

$$\mathbf{P} = \begin{matrix} & \begin{matrix} E_0 & E_1 & E_2 & \cdots & E_r \end{matrix} \\ \begin{matrix} E_0 \\ E_1 \\ E_2 \\ \vdots \\ E_r \end{matrix} & \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} & p_{02} & \cdots & p_{0r} \\ p_{10} & p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1r} \\ p_{20} & p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2r} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{r0} & p_{r1} & p_{r2} & \cdots & p_{rr} \end{pmatrix} \end{matrix}$$

Características de P:

1. $0 \leq p_{ij} \leq 1 \forall i = j$
2. $\sum_{j=0}^r p_{ij} = 1 \forall i = 0, 1, 2, \dots, r$

2.3.1 Ejemplos

■ EJEMPLO 2.11

Considere un granjero que usa un viejo tractor. El tractor esta a menudo en reparación pero solo dura un día para entrar nuevamente en funcionamiento. El primer día fuera de reparación el siempre trabaja pero un día cualquiera, independientemente de su historia previa, hay un 10% de chance de que se dañe y por lo tanto sea enviada a reparación. Sean X_0, X_1, \dots variables aleatorias que denotan la condición diaria del tractor, donde un uno denota la condición trabajando y cero la condición fallando. En otras palabras,

$$X_n = \begin{cases} 1, & \text{el tractor esta trabajando;} \\ 0, & \text{el tracto esta en reparación.} \end{cases}$$

Por lo tanto, X_0, X_1, \dots es una cadena de Markov cuyo espacio de estado $E = \{0, 1\}$. Las probabilidades de transición son

$$P(X_{n+1} = 0/X_n = 0) = 0$$

$$P(X_{n+1} = 1/X_n = 0) = 1$$

$$P(X_{n+1} = 0/X_n = 1) = 0.1$$

$$P(X_{n+1} = 1/X_n = 1) = 0.9$$

Por lo tanto, la matriz de transición está dada por

$$\begin{matrix} & \begin{matrix} E_0 & E_1 \end{matrix} \\ \begin{matrix} E_0 \\ E_1 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0.1 & 0.9 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

■ **EJEMPLO 2.12 Ruina del Jugador**

Supongamos que 2 jugadores Antonio y Bonifacio, participan en un juego solamente ellos dos. Antonio dispone de a bolívars y Bonifacio de b bolívars, por lo tanto se dispone de $c = a + b$ Bs. Sea X_n la fortuna de Antonio en el instante n . Suponga que Antonio gana con probabilidad p y pierde con probabilidad q . Como la fortuna de Bonifacio solo depende de su fortuna actual entonces $\{X_n\}$ es una cadena de Markov, cuyo espacio de estado es $\{0, 1, 2, 3, \dots, c = a + b\}$. Por lo tanto, las probabilidades de transición de un paso son:

$$\begin{aligned}
 p_{00} &= P(X_n = 0/X_{n-1} = 0) = 1 \\
 p_{0j} &= P(X_n = j/X_{n-1} = 0) = 0 \quad \forall j > 0 \\
 p_{10} &= P(X_n = 0/X_{n-1} = 1) = q \\
 p_{11} &= P(X_n = 1/X_{n-1} = 2) = 0 \\
 p_{12} &= P(X_n = 2/X_{n-1} = 1) = p \\
 p_{1j} &= P(X_n = j/X_{n-1} = 2) = 0 \quad \forall j > 2 \\
 p_{20} &= P(X_n = 0/X_{n-1} = 2) = 0 \\
 p_{21} &= P(X_n = 1/X_{n-1} = 2) = q \\
 p_{22} &= P(X_n = 2/X_{n-1} = 1) = 0 \\
 p_{23} &= P(X_n = 3/X_{n-1} = 2) = p \\
 p_{2j} &= P(X_n = j/X_{n-1} = 2) = p \quad \forall j > 3
 \end{aligned}$$

y así sucesivamente. La matriz de transición de estados es

$$P = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ q & 0 & p & 0 & \dots & 0 \\ 0 & q & 0 & p & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

■ **EJEMPLO 2.13 Borrachito**

Un borracho se mueve aleatoriamente en el eje de las abscisas con paso unitario. Sea

r_i : probabilidad de quedarse en E_i .

p_i : probabilidad de pasar de E_i a E_{i+1} .

q_i : probabilidad de pasar de E_i a E_{i-1} .

Supongamos que

$$p_i > 0; q_i > 0; r_i \geq 0; \forall i \geq 1$$

$$p_i + q_i + r_i = 1; \forall i \geq 1$$

$$r_0 + p_0 = 1; r_0 \geq 0; p_0 \geq 0.$$

Sea

$$X_n : \{\text{Es la posición del borracho en el instante } t\}$$

Como la posición siguiente del borrachito solamente depende de la posición actual, $\{X_n\}$ una cadena de Markov con espacio de estados $E = \{E_0, E_1, E_2, \dots\}$. Las probabilidades de transición de estados son

$$p_{00} = P(X_n = 0/X_{n-1} = 0) = r_0$$

$$p_{01} = P(X_n = 1/X_{n-1} = 0) = p_0$$

$$p_{0j} = P(X_n = j/X_{n-1} = 0) = 0 \quad \forall j > 1$$

$$p_{10} = P(X_n = 0/X_{n-1} = 1) = q_1$$

$$p_{11} = P(X_n = 1/X_{n-1} = 1) = r_1$$

$$p_{12} = P(X_n = 2/X_{n-1} = 1) = p_1$$

$$p_{1j} = P(X_n = j/X_{n-1} = 1) = 0 \quad \forall j > 3$$

$$p_{20} = P(X_n = 0/X_{n-1} = 2) = 0$$

$$p_{21} = P(X_n = 1/X_{n-1} = 2) = q_2$$

$$p_{22} = P(X_n = 2/X_{n-1} = 2) = r_2$$

$$p_{23} = P(X_n = 3/X_{n-1} = 2) = p_2$$

$$p_{2j} = P(X_n = j/X_{n-1} = 2) = p \quad \forall j > 4$$

y así sucesivamente. La matriz de transición de estados es

$$P = \begin{pmatrix} r_0 & p_0 & 0 & 0 & \cdots \\ q_1 & r_1 & p_1 & 0 & \cdots \\ 0 & q_2 & r_2 & p_2 & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \end{pmatrix}$$

■ **EJEMPLO 2.14 Vendedor**

Un vendedor vive en el pueblo 'a' y es responsable de los pueblos 'a', 'b' y 'c'. Cada semana se requiere visitar un pueblo diferente. Cuando él esta en casa, es indiferente el pueblo que el visitará a la semana siguiente, por lo tanto lanza una moneda y si cae cara el visita al pueblo 'b' de lo contrario visita al pueblo 'c'. Sin embargo, cuando el esta por fuera tiene cierta preferencia de ir a casa, por lo tanto, él lanza dos monedas, si las dos monedas caen cara el visita el otro pueblo que no está en su casa. Los sucesivos pueblos que el visita forman una cadena de Markov con espacio de estados $E = \{a, b, c\}$ donde la variable aleatoria X_n es igual a 'a', 'b' o 'c' de acuerdo a su ubicación en la semana n . Las probabilidades de transición de estados están dadas por

$$p_{aa} = P(X_n = a/X_{n-1} = a) = 0$$

$$p_{ab} = P(X_n = b/X_{n-1} = a) = 0.5$$

$$p_{ac} = P(X_n = c/X_{n-1} = a) = 0.5$$

$$p_{ba} = P(X_n = a/X_{n-1} = b) = 0.75$$

$$p_{bb} = P(X_n = b/X_{n-1} = b) = 0$$

$$p_{bc} = P(X_n = c/X_{n-1} = b) = 0.25$$

$$p_{ca} = P(X_n = a/X_{n-1} = c) = 0.75$$

$$p_{cb} = P(X_n = b/X_{n-1} = c) = 0.25$$

$$p_{cc} = P(X_n = c/X_{n-1} = c) = 0$$

La matriz de transición está dada por

$$\begin{matrix} & a & b & c \\ \begin{matrix} a \\ b \\ c \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 0.5 & 0.5 \\ 0.75 & 0 & 0.25 \\ 0.75 & 0.25 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

■ **EJEMPLO 2.15 Modelo de Colas en Tiempo Discreto.**

Supongamos que observamos el número de clientes que están en una cola delante de un cajero automático. Sea X_n el número de clientes en el momento $n \in \{0, 1, \dots\}$. Es decir, observamos el sistema en instantes de tiempo separados por una unidad de tiempo, por ejemplo cada hora o cada 10 minutos (una unidad de tiempo puede ser un número arbitrario de minutos), etc. Supongamos que si un cliente está usando el cajero automático en el momento n , entonces la probabilidad que este finalice antes del momento $n + 1$ es $q \in (0, 1)$. Finalmente, suponga que la probabilidad de que k clientes lleguen durante una unidad de tiempo está dado por

$$P(Y_n = k) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}$$

para $k = 0, 1, 2, \dots$ y que para cualquier $n \in \{0, 1, 2, \dots\}$. Es decir el número Y_n de llegadas al sistema en el intervalo $[n, n + 1)$ se distribuye Poisson con parámetro λ para todo n . Por lo tanto, tenemos que

$$X_n = \begin{cases} X_n + Y_n, & \text{con probabilidad } p; \\ (X_n - 1) + Y_n, & \text{con probabilidad } q. \end{cases}$$

Hemos encontrado que $X_n, n = 0, 1, 2, \dots$ es una cadena de Markov cuyas probabilidades de transición son:

$$P[X_{n+1} = j / X_n = i] = \begin{cases} p \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} + q \frac{e^{-\lambda} \lambda^{k+1}}{(k+1)!}, & \text{si } j = i + k, i \in N; \\ q e^{-\lambda}, & \text{si } j = i - 1, i \in N; \\ \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, & \text{si } j = k, i = 0. \end{cases}$$

$j = i + k$ ocurre cuando no sale nadie y llegan k personas o cuando alguien sale y llegan $k + 1$.

$$P[X_{n+1} = j / X_n = i] = pP(Y_n = k) + qP(Y_n = k + 1) = p \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} + q \frac{e^{-\lambda} \lambda^{k+1}}{(k+1)!}$$

$j = i - 1$ no llega nadie y alguien se fue

$$P[X_{n+1} = j / X_n = i] = qP(Y_n = 0) = qe^{-\lambda}$$

$j = k, i = 0$ no había nadie en el sistema y llegaron k

$$P[X_{n+1} = j / X_n = i] = P(Y_n = k) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}$$

■ EJEMPLO 2.16

Este ejemplo es tomado de Parzen, ilustra que el parámetro n no se refiere necesariamente al tiempo. Considere una página de texto y represente las vocales por ceros y las consonantes por unos. Por lo tanto la página es una cadena de ceros y unos. Esto indica que la secuencia de vocales y consonantes en el lenguaje Samoan forman una cadena de Markov, donde una vocal siempre sigue una consonante y una vocal sigue otra vocal con probabilidad de 0.51. Por lo tanto, la secuencia de ceros y unos de una página de texto Samoan se comporta de acuerdo a la siguiente matriz de transición

$$\begin{array}{cc} & E_0 & E_1 \\ E_0 & \left(\begin{array}{cc} 0.51 & 0.49 \\ 1 & 0 \end{array} \right) \\ E_1 & & \end{array}$$

Teorema 2.1 Una cadena de Markov esta completamente definida una vez que la matriz de probabilidad de transición y las probabilidades iniciales están especificadas. Es decir,

- $P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}, X_n = i_n) = p_{i_0} p_{i_0 i_1} \dots p_{i_{n-2} i_{n-1}} p_{i_{n-1} i_n}$
- $\mathbf{P}^{(n)} = \mathbf{P}^{(0)} \mathbf{P}^n$

Para la primera parte se tiene que

$$\begin{aligned}
 P &= P(X_n = i_n / X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) \\
 &* P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) \\
 &= P(X_n = i_n / X_{n-1} = i_{n-1}) P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) \\
 &= p_{i_{n-1}, i_n} P(X_{n-1} = i_{n-1} / X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-2} = i_{n-2}) \\
 &* P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-2} = i_{n-2}) \\
 &= p_{i_{n-1}, i_n} P(X_{n-1} = i_{n-1} / X_{n-2} = i_{n-2}) P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-2} = i_{n-2}) \\
 &= p_{i_{n-1}, i_n} p_{i_{n-2}, i_{n-1}} P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-2} = i_{n-2}) \\
 &\vdots \\
 &= p_{i_{n-1}, i_n} p_{i_{n-2}, i_{n-1}} \dots p_{i_2, i_1} p_{i_1, i_0} p_{i_0}
 \end{aligned}$$

Para la segunda parte, recordando el teorema de probabilidad total $p_j^{(n)}$, probabilidad de estado, puede escribirse como

$$\begin{aligned}
 p_j^{(n)} &= P(X_n = j) = \sum_{k=0}^{\infty} P(X_n = j / X_{n-1} = k) P(X_{n-1} = k) \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} P(X_{n-1} = k) P(X_n = j / X_{n-1} = k) \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} p_k^{(n-1)} p_{kj} \\
 &= \begin{pmatrix} p_0^{(n-1)} & p_1^{(n-1)} & \dots \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{0j} \\ p_{1j} \\ \vdots \end{pmatrix}
 \end{aligned}$$

Ahora, $p_j^{(n)}$ es la componente j del vector $p^{(n)}$, por lo tanto tomando en cuenta todas las componentes se tiene que el vector $p^{(n)}$ (vector de las probabilidades de estado) está dado por

$$\begin{aligned}
 \underline{\mathbf{P}}^{(n)} &= \begin{pmatrix} p_0^{(n-1)} & p_1^{(n-1)} & \dots \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} & \dots \\ p_{10} & p_{11} & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix} \\
 &= \underline{\mathbf{P}}^{(n-1)} * \mathbf{P} \\
 &= \underline{\mathbf{P}}^{(n-2)} * \mathbf{P} * \mathbf{P} = \underline{\mathbf{P}}^{(n-2)} * \mathbf{P}^2 \\
 &\vdots \\
 &= \underline{\mathbf{P}}^{(0)} * \mathbf{P}^n
 \end{aligned}$$

EJEMPLO 2.17

Suponga que se inspecciona una máquina la cual se puede encontrar en los siguientes estados

E_0 = Funcionando

E_1 = En reparación de inmediato

Supongamos que

$$\mathbf{P} = \begin{matrix} & \begin{matrix} E_0 & E_1 \end{matrix} \\ \begin{matrix} E_0 \\ E_1 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.6 & 0.4 \\ 0.8 & 0.2 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

Si hoy la máquina está funcionando ¿Cuál es la probabilidad de que pasado mañana este en reparación?

Es evidente que se está interesado en obtener a $p_1^{(2)}$. Para ello usamos el resultado obtenido anteriormente, es decir, $p^{(n)} = p^{(0)} * P^n$ para $n = 2$. El vector de probabilidades iniciales está dado por

$$\underline{\mathbf{P}}^{(0)} = \begin{pmatrix} p_0^{(0)} & p_0^{(1)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \end{pmatrix}$$

y \mathbf{P}^2 sería

$$\mathbf{P}^2 = \mathbf{P} * \mathbf{P} = \begin{pmatrix} 0.6 & 0.4 \\ 0.8 & 0.2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.6 & 0.4 \\ 0.8 & 0.2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.68 & 0.32 \\ 0.64 & 0.36 \end{pmatrix}$$

Por lo tanto,

$$\underline{\mathbf{P}}^{(2)} = \underline{\mathbf{P}}^{(0)} * \mathbf{P}^2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.68 & 0.32 \\ 0.64 & 0.36 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.68 & 0.32 \end{pmatrix}$$

Entonces $p_1^{(2)} = 0.32$

Luego de que una cadena de Markov ha sido formulada, hay muchas preguntas que podrían ser de interés. Por ejemplo, ¿En qué estado estará la cadena de Markov después de 5 pasos? ¿Qué porcentaje de tiempo se mantendrá en un estado dado? ¿A partir de un estado, será que la cadena no llegará a otro estado?

2.4 Probabilidad de Transición de n pasos

Las cadenas de Markov proveen información directa acerca de las probabilidades de transición de un paso y estas a su vez pueden ser usadas para calcular las probabilidades para transiciones de mas de un paso. Por ejemplo suponga que en el caso del vendedor se quiere calcular la probabilidad de que estando en el pueblo "b" este en su casa en la segunda semana, esta no es una probabilidad de un paso pues los cambios de localidad del vendedor son semanalmente, por lo tanto, estamos en presencia del cálculo de una probabilidad de dos pasos. Para resolverlo veamos la siguiente definición.

Definición 2.7 (Probabilidad de Transición de n pasos) Denotaremos con $p_{ij}^{(n)}$ la probabilidad de ir del estado i al estado j en exactamente n pasos. Es decir, $p_{ij}^{(n)}$ es la probabilidad condicional de entrar al estado E_j en el n -ésimo paso dado que estaba inicialmente en el estado E_i . Simbólicamente

$$p_{ij}^{(n)} = P(X_{n+m} = j / X_m = i) \quad n, m \geq 0$$

donde

$$p_{ij}^{(0)} = \delta_{ij} = \begin{cases} 1, & i = j; \\ 0, & i \neq j. \end{cases}$$

■ EJEMPLO 2.18

Volviendo al ejemplo del vendedor se quiere calcular $P(X_2 = a / X_0 = b)$. Al tomar todas las posibles combinaciones se obtiene la siguiente expresión

$$\begin{aligned} P(X_2 = a / X_0 = b) &= P(X_1 = a / X_0 = b)P(X_2 = a / X_1 = a) \\ &+ P(X_1 = b / X_0 = b)P(X_2 = a / X_1 = b) \\ &+ P(X_1 = c / X_0 = b)P(X_2 = a / X_1 = c) \\ &= P(b, a)P(a, a) + P(b, b)P(b, a) + P(b, c)P(c, a) \\ &= (0, 75)(0) + (0)(0, 75) + (0, 25)(0, 75) = 0, 1875 \end{aligned}$$

Definición 2.8 (Matriz de Transición de n pasos (etapas)) Sea $p_{ij}^{(n)}$ la probabilidad de transición de n pasos, entonces

$$\mathbf{P}^{(n)} = \left[p_{ij}^{(n)} \right]$$

Teorema 2.2 (Ecuaciones de Chapman Kolmogorov) Sea $P^{(m+n)}$ la matriz de transición de $m + n$ pasos, entonces la componente (i, j) de la matriz $P^{(m+n)}$ dada por

$$p_{ij}^{(m+n)} = \sum_{k=0}^{\infty} p_{ik}^{(m)} p_{kj}^{(n)} \quad (2.1)$$

Prueba:

$$\begin{aligned}
 p_{ij}^{(m+n)} &= P(X_{m+n} = j / X_0 = i) = \frac{P(X_{m+n} = j, X_0 = i)}{P(X_0 = i)} \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{P(X_{m+n} = j, X_0 = i, X_m = k)}{P(X_0 = i)} \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{P(X_{m+n} = j / X_0 = i, X_m = k) P(X_m = k, X_0 = i)}{P(X_0 = i)} \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{P(X_{m+n} = j / X_m = k) P(X_m = k / X_0 = i) P(X_0 = i)}{P(X_0 = i)} \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} P(X_{m+n} = j / X_m = k) P(X_m = k / X_0 = i) \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} p_{ik}^{(m)} p_{kj}^{(n)}
 \end{aligned}$$

A partir de este teorema obtenemos el siguiente resultado matricial

Teorema 2.3 Sea $P^{(h)}$ la matriz de transición de h pasos, entonces

$$\mathbf{P}^{(m+n)} = \mathbf{P}^{(m)} \mathbf{P}^{(n)} \tag{2.2}$$

Prueba:

La prueba se basa en el resultado de las ecuaciones de Chapman Kolmogorov.

Teorema 2.4 Sea $\mathbf{P}^{(n)}$ la matriz de probabilidad de transición de n pasos y \mathbf{P}^n la n -ésima potencia de la matriz de probabilidad de transición, entonces

$$\mathbf{P}^{(n)} = \mathbf{P}^n$$

Prueba: Por el teorema anterior

$$\begin{aligned}
 \mathbf{P}^{(n)} &= \mathbf{P}^{(n-1)} \mathbf{P}^{(1)} \\
 &= \mathbf{P}^{(n-2)} \mathbf{P}^{(1)} \mathbf{P}^{(1)} \\
 &\vdots \\
 &= \mathbf{P}^{(1)} \mathbf{P}^{(1)} \dots \mathbf{P}^{(1)} \quad n \text{ veces} \\
 &= \mathbf{P} \mathbf{P} \dots \mathbf{P} = \mathbf{P}^n
 \end{aligned}$$

EJEMPLO 2.19

Volviendo al ejemplo ?? en el cual se tiene los siguientes estados

$$E_0 = \{\text{Funcionando}\}$$

$$E_1 = \{\text{En reparación de inmediato}\}$$

con la siguiente matriz de transición de estados

$$\mathbf{P} = \begin{array}{c} E_0 \quad E_1 \\ \begin{array}{cc} E_0 & \begin{pmatrix} 0.6 & 0.4 \end{pmatrix} \\ E_1 & \begin{pmatrix} 0.8 & 0.2 \end{pmatrix} \end{array} \end{array}$$

Si quisiéramos hallar todas las probabilidades del estado de la máquina en dos días, tendríamos que calcular $\mathbf{P}^{(2)}$, para ello sólo basta con calcular \mathbf{P}^2 , el cual está dado por

Si hoy la máquina está funcionando ¿Cuál es la probabilidad de que pasado mañana este en reparación?

Es evidente que se está interesado en obtener a $p_1^{(2)}$. Para ello usamos el resultado obtenido anteriormente, es decir, $p^{(n)} = p^{(0)} * P^n$ para $n = 2$. El vector de probabilidades iniciales está dado por

$$\mathbf{P}^2 = \mathbf{P} * \mathbf{P} = \begin{pmatrix} 0.6 & 0.4 \\ 0.8 & 0.2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.6 & 0.4 \\ 0.8 & 0.2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.68 & 0.32 \\ 0.64 & 0.36 \end{pmatrix}$$

Por ejemplo si quisiéramos conocer la probabilidad de que la máquina este funcionando pasado mañana dado que hoy esta funcionando, es decir, $p_{00}^{(2)}$, tomamos la celda correspondiente a la intersección de la fila 1 y la columna 1 de la matriz \mathbf{P}^2 , el cual está dado por 0.68. De igual manera, para conocer la probabilidad de que la máquina este funcionando pasado mañana dado que hoy esta en reparación, es decir, $p_{10}^{(2)}$, tomamos la celda correspondiente a la intersección de la fila 2 y la columna 1 de la matriz \mathbf{P}^2 , el cual está dado por 0.64.

Por lo general no es necesario calcular completamente \mathbf{P}^n para obtener la probabilidad que queremos calcular, solo basta con multiplicar la fila de la primera matriz y la columna de la segunda matriz que se requieren para obtener el valor deseado. Para una ilustración, consideremos que se quiere calcular $p_{ij}^{(n)}$, entonces se tiene varias alternativas de cálculo, veamos algunas de ellas

- Se tiene que $\mathbf{P}^n = \mathbf{P}^{n-1}\mathbf{P}$ entonces se toma la i-esima fila de \mathbf{P}^{n-1} y se multiplica por la j-esima columna de \mathbf{P}
- Se tiene que $\mathbf{P}^n = \mathbf{P}\mathbf{P}^{n-1}$ entonces se toma la i-esima fila de \mathbf{P} y se multiplica por la j-esima columna de \mathbf{P}^{n-1}
- Se tiene que $\mathbf{P}^n = \mathbf{P}^3\mathbf{P}^{n-3}$ entonces se toma la i-esima fila de \mathbf{P}^3 y se multiplica por la j-esima columna de \mathbf{P}^{n-3}

Teorema 2.5 Sea $\underline{\mathbf{P}}^{(n+m)}$ el vector de probabilidades de estado en el momento $(n + m)$ y \mathbf{P} la matriz de transición de un paso, entonces

$$\underline{\mathbf{P}}^{(n+m)} = \underline{\mathbf{P}}^{(n)}\mathbf{P}^m$$

Prueba:

$$\underline{\mathbf{P}}^{(n+m)} = \underline{\mathbf{P}}^{(0)}\mathbf{P}^{n+m} = \underline{\mathbf{P}}^{(0)}\mathbf{P}^n\mathbf{P}^m = \underline{\mathbf{P}}^{(n)}\mathbf{P}^m$$

EJEMPLO 2.20

En el ejemplo de la máquina considere que se tiene $\underline{P}^{(20)} = \begin{pmatrix} 0.5 & 0.5 \end{pmatrix}$ y se quiere calcular $\underline{P}^{(22)}$, entonces

$$\underline{P}^{(22)} = \underline{P}^{(20)} \mathbf{P}^2 = \begin{pmatrix} 0.5 & 0.5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.68 & 0.32 \\ 0.64 & 0.36 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.66 & 0.34 \end{pmatrix}$$

Cómo obtener P^n

Supongamos que se puede encontrar k vectores característicos (vectores propios) linealmente independientes para la matriz P . sean \mathbf{X}_i ($i = 1, 2, \dots, k$) vectores linealmente independientes de la matriz P . Llamemos H la matriz formada por los k vectores

$$H = \begin{pmatrix} X_1 & X_2 & \dots & X_k \end{pmatrix}$$

Puesto que H es no singular entonces

$$H^{-1}PH = D = \text{diag}(\lambda_i * \delta_{ij})$$

además

$$HH^{-1}PH = HD \Rightarrow PH = HD \Rightarrow PHH^{-1} = HDH^{-1} \Rightarrow P = HDH^{-1}$$

En consecuencia

$$P^n = HD^nH^{-1}$$

ya que

$$P^2 = P * P = HDH^{-1}HDH^{-1} = HD^2H^{-1}$$

2.5 Costos o Beneficios Esperados

Las cadenas de Markov son utilizadas para analizar el costo o beneficio esperado de una operación y por lo tanto necesitamos considerar una función de costo o beneficio impuesta al proceso.

Por ejemplo, supóngase que toda la semana en el pueblo "a" resulta en un beneficio de 1000 unidades monetarias (UM), toda la semana en el pueblo "b" resulta en un beneficio de 1200 UM y toda la semana en el pueblo "c" resulta en un beneficio de 1250 UM. Entonces podríamos preguntarnos ¿Cuánto debería ser el beneficio esperado si inicialmente estamos en el pueblo "a"? O de manera más general, ¿Qué beneficio debería esperarse en la n -ésima semana si inicialmente estaba en el pueblo a?.

No debe ser difícil convencerse que los siguientes cálculos deben ser apropiados

$$E[\text{Beneficio para la semana } n] = 1000P_{aa}^{(n)} + 1200P_{ab}^{(n)} + 1250P_{ac}^{(n)}$$

Por lo tanto se tiene el siguiente resultado

Teorema 2.6 Sea $\{X_n, n = 0, 1, 2, \dots\}$ una cadena de Markov con espacio de estado E , matriz de transición P , vector de probabilidades iniciales $\underline{P}^{(0)}$ y función de beneficio B

(es decir cada vez que se visite al estado i , un beneficio $B(i)$ es obtenido). El beneficio esperado en el n -ésimo paso está dado por:

$$E[B(X_n)/X_0 = i] = \underline{P}^{(0)} P^n B(i)$$

Por lo tanto en el ejemplo del vendedor, el beneficio esperado durante la segunda semana dado que estaba inicialmente en el pueblo "a" es

$$\begin{aligned} E[B(X_2)/X_0 = a] &= \underline{P}^{(0)} P^2 B(a) \\ &= \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.75 & 0.125 & 0.125 \\ 0.1875 & 0.4375 & 0.375 \\ 0.1875 & 0.375 & 0.4375 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1000 \\ 1200 \\ 1250 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} 0.75 & 0.125 & 0.125 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1000 \\ 1200 \\ 1250 \end{pmatrix} \\ &= 1000(0.75) + 1200(0.125) + 1250(0.125) = 1056.25 \end{aligned}$$

Hasta ahora hemos visto que el estado inicial era conocido. Sin embargo no siempre es así. El gerente del vendedor puede no saber la ubicación del vendedor, por el contrario, sabe que hay una función de masa de probabilidad que describe su ubicación inicial.

Nuevamente usando el ejemplo del vendedor, supongamos que no se esta seguro de la ubicación inicial del vendedor pero se sabe que tiene un chance del 50% de que este en el pueblo "a", un 30% en el pueblo "b" y 20% en el pueblo "c". Ahora preguntamos ¿Cuál es el beneficio del vendedor en la segunda semana?

$$\begin{aligned} E[B(X_2)] &= \underline{P}^{(0)} P^2 B(a) \\ &= \begin{pmatrix} 0.5 & 0.3 & 0.2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.75 & 0.125 & 0.125 \\ 0.1875 & 0.4375 & 0.375 \\ 0.1875 & 0.375 & 0.4375 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1000 \\ 1200 \\ 1250 \end{pmatrix} \\ &= 1119.375 \end{aligned}$$

■ EJEMPLO 2.21 Tomado de Feldman

Un análisis de mercado sobre el comportamiento de clientes de autos ha sido realizado. El cambio del estilo de los carros ha sido registrado con los siguientes resultados:

Se asume que estos datos son representativos del comportamiento promedio de los clientes y se asume que los supuestos de Markov se cumplen.

Desarrollamos una Cadena de Markov para describir el cambio del tipo de carro de un cliente (se asume que la edad no influye). Definimos la Cadena de Markov como el tipo de carro que el cliente tiene inmediatamente después de cambiarlo, por lo tanto el espacio de estado es $E = \{s, w, c\}$ donde s es para identificar el sedan, w para la camioneta y c para el convertible.

Table 2.1

N° de clientes	Cambio de Tipo
275	Sedan por Sedan
180	Sedan por Camioneta
45	Sedan por Convertible
80	Camioneta por Sedan
120	Camioneta por Camioneta
150	Convertible por Sedan
50	Convertible por Convertible

- **Determinación de la matriz de transición de estados.** Se observa que de 500 clientes 275 se quedarán con un sedan, por lo tanto el elemento $s - s$ de la matriz de probabilidades de transición será $275/500$. Por lo tanto P será $\mathbf{P} =$

$$\begin{matrix} & s & w & c \\
 s & \left(\begin{matrix} 275/500 & 180/500 & 45/500 \end{matrix} \right) \\
 w & \left(\begin{matrix} 80/200 & 120/200 & 0 \end{matrix} \right) \\
 c & \left(\begin{matrix} 150/200 & 0 & 50/200 \end{matrix} \right)
 \end{matrix}$$

Asumamos que tenemos un cliente cuyo comportamiento es descrito por este modelo. Además, el cliente siempre compra un carro nuevo en enero de todos los años. Suponiendo que estamos comenzando enero de 1997, ¿cuál sería la probabilidad de que compre un sedan si actualmente tiene un sedan?. De acuerdo con la matriz anterior se tiene que

$$P(X_{1997} = s | X_{1996} = s) = 275/500 = 0.55$$

- ¿Cuál es la probabilidad de que un cliente pase esta año (1997) a un convertible y el próximo año a un sedan?. Es evidente que esta probabilidad esta dada por

$$P_{sc}P_{cs} = 0.09 * 0.75 = 0.0675$$

- Ahora queremos predecir el tipo de carro que tendrá comenzando enero del 2000. Note que la pregunta envuelve 3 transiciones de la cadena de Markov, por lo tanto se debe calcular $P^{(3)} = P^3$, haciendo los cálculos se tiene que $\mathbf{P}^{(3)} =$

$$\begin{matrix} & s & w & c \\
 s & \left(\begin{matrix} 0.5023 & 0.4334 & 0.0643 \end{matrix} \right) \\
 w & \left(\begin{matrix} 0.4816 & 0.4680 & 0.0504 \end{matrix} \right) \\
 c & \left(\begin{matrix} 0.5355 & 0.3780 & 0.0865 \end{matrix} \right)
 \end{matrix}$$

Por lo tanto, hay aproximadamente un 50% de chance de que el cliente tenga un sedan, 43% una camioneta y casi 7% un convertible

- ¿Cuál es la probabilidad de que un cliente quien comenzó 1997 con un seda, se mantenga con un sedan y en el año 200 tenga un sedan?. En este caso queremos calcular

$PP(X_{1997} = s, X_{2000} = s | X_{1996} = s)$, para ello se tiene que

$$\begin{aligned} P(X_{1997} = s, X_{2000} = s | X_{1996} = s) &= \frac{P(X_{1996} = s, X_{1997} = s, X_{2000} = s)}{P(X_{1996} = s)} \\ &= P(X_{2000} = s | X_{1997} = s)P(X_{1997} = s | X_{1996} = s) \\ &= p_{ss}^3 * p_{ss} = 0.28 \end{aligned}$$

Note que no se hace mención del tipo de carro en los años intermedios, de este modo, el cliente pudo o no cambiar el carro en los años 1998 y 1999.

- Suponiendo que un sedan deja un beneficio de 1200 UM, una camioneta 1500 UM y un convertible 2500 UM. ¿Cuál sería el beneficio esperado en el año 1999 quien comenzó con un sedan en 1997? En este caso calculamos

$$\begin{aligned} E[B(X_{1999}) | X_{1996} = s] &= \mathbf{P}^{(0)} \mathbf{P}^{(3)} B(s) \\ &= \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.5023 & 0.4334 & 0.0643 \\ 0.4816 & 0.4680 & 0.0504 \\ 0.5355 & 0.3780 & 0.0865 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1200 \\ 1500 \\ 2500 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} 0.5023 & 0.4334 & 0.0643 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1200 \\ 1500 \\ 2500 \end{pmatrix} \\ &= 1416.61 \end{aligned}$$

2.6 Clasificación de las Cadenas y los Estados de una Cadena de Markov

Para dar una tipología de las cadenas de Markov y de los estados presentes en dichas cadenas es necesario definir algunas terminologías, a continuación se define el concepto de comunicación que es necesario para definir cadenas cerradas y este último caracteriza las cadenas de Markov.

2.6.1 Comunicación

Definición 2.9 (Estado Accesible) *Un estado E_j se dice accesible desde un estado E_i si existe algún entero $n \geq 1$ tal que $p_{ij}^{(n)} > 0$*

Gráficamente esto se representa

$$E_i \longrightarrow E_j$$

■ EJEMPLO 2.22

Considere la siguiente cadena de Markov $\{X_n\}$ con matriz de probabilidad de transición $P=$

$$\begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.7 & 0.2 & 0.1 \\ 0 & 0.6 & 0.4 \\ 0.5 & 0 & 0.5 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

Es evidente que el estado E_2 es accesible desde todos los estados pues $p_{i2}^{(n)} > 0$ para $n = 1$ y para todo $i = 0, 1, 2$. El estado E_0 es accesible desde el estado E_2 en $n = 1$ y accesible desde el estado E_1 para $n = 2$, ya que, $p_{10}^{(2)} = p_{12}P_{20} > 0$. El estado E_1 es accesible desde el Estado E_0 en $n = 1$ y accesible desde el estado E_2 para $n = 2$, ya que, $p_{21}^{(2)} = p_{20}P_{01} > 0$.

Definición 2.10 (Intercomunicación) *Dos estados E_i y E_j cada uno accesible al otro, se dice que ellos se intercomunican, si y sólo si*

$$E_i \longleftrightarrow E_j$$

■ EJEMPLO 2.23

Consideremos el ejemplo anterior, es evidente que todos los estados se intercomunican.

Una vez teniendo claras estas dos definiciones es propicio representar gráficamente una cadena de Markov, ya que dicha representación se basa en esos conceptos.

Representación Gráfica de una Cadena de Markov

La representación gráfica de una cadena de Markov es conocida como grafo, donde

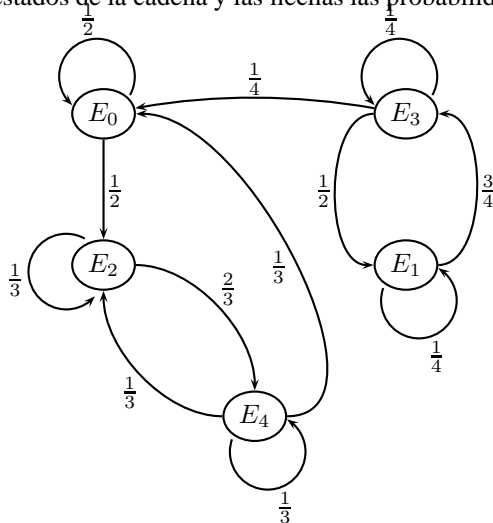
- Los estados están representados por nodos.
- La probabilidad de comunicación entre los estados por flechas.

EJEMPLO 2.24

Sea $\{X_t\}_{t \in T}$ una cadena de Markov con matriz de probabilidad de transición dada por

$$\begin{matrix}
 & E_0 & E_1 & E_2 & E_3 & E_4 \\
 E_0 & \left(\begin{matrix} 1/2 & 0 & 1/2 & 0 & 0 \\ 0 & 1/4 & 0 & 3/4 & 0 \\ 0 & 0 & 1/3 & 0 & 2/3 \\ 1/4 & 1/2 & 0 & 1/4 & 0 \\ 1/3 & 0 & 1/3 & 0 & 1/3 \end{matrix} \right) \\
 E_1 & \\
 E_2 & \\
 E_3 & \\
 E_4 &
 \end{matrix}$$

La siguiente figura es la representación gráfica de una cadena de Markov. Los nodos representan los estados de la cadena y las flechas las probabilidades de transición.



Teorema 2.7 El concepto de intercomunicación constituye una relación de equivalencia en el conjunto de estados, es decir,

1. $E_i \leftrightarrow E_i$. (Reflexiva)
2. $E_i \leftrightarrow E_j$ y $E_j \leftrightarrow E_i$. (Simétrica)
3. $E_i \leftrightarrow E_j$ y $E_j \leftrightarrow E_k \Rightarrow E_i \leftrightarrow E_k$. (Transitiva)

Prueba:

1. Es reflexiva, ya que $E_i \leftrightarrow E_i, \forall i$, al ser $p_{ii}^{(0)} = 1 > 0$
2. Es simétrica, ya que $E_i \leftrightarrow E_j \Leftrightarrow \exists n, m / p_{ij}^{(n)} > 0$ y $p_{ji}^{(m)} > 0 \Leftrightarrow p_{ji}^{(m)} > 0$ y $p_{ij}^{(n)} > 0 \Leftrightarrow E_j \leftrightarrow E_i$.
3. Es transitiva, ya que

$$\begin{aligned}
 E_i \leftrightarrow E_j &\Leftrightarrow \exists n_1, m_1 / p_{ij}^{(n_1)} > 0 \text{ y } p_{ji}^{(m_1)} > 0 \text{ y} \\
 E_j \leftrightarrow E_k &\Leftrightarrow \exists n_2, m_2 / p_{jk}^{(n_2)} > 0 \text{ y } p_{kj}^{(m_2)} > 0
 \end{aligned}$$

Por lo tanto, $\exists n = n_1 + n_2$ y $m = m_1 + m_2$ tal que

$$p_{ik}^{(n)} = \sum_{r=0}^{\infty} p_{ir}^{(n_1)} p_{rk}^{(n_2)} \geq p_{ij}^{(n_1)} p_{jk}^{(n_2)} > 0 \text{ y}$$

$$p_{ki}^{(n)} = \sum_{r=0}^{\infty} p_{kr}^{(m_1)} p_{ri}^{(m_2)} \geq p_{kj}^{(m_1)} p_{ji}^{(m_2)} > 0$$

Entonces $E_i \leftrightarrow E_k$

Por lo tanto, como la relación de comunicación es de equivalencia, entonces se puede hacer una partición de los estados en clases de equivalencia. Los estados en una clase de equivalencia son aquellos que se comunican unos con otros. Puede ser posible, comenzar en una clase, entrar a alguna otra clase con probabilidad positiva; de ser así, es evidente que no es posible regresar a la clase inicial, o de lo contrario las dos clases deben juntas formar una sola clase.

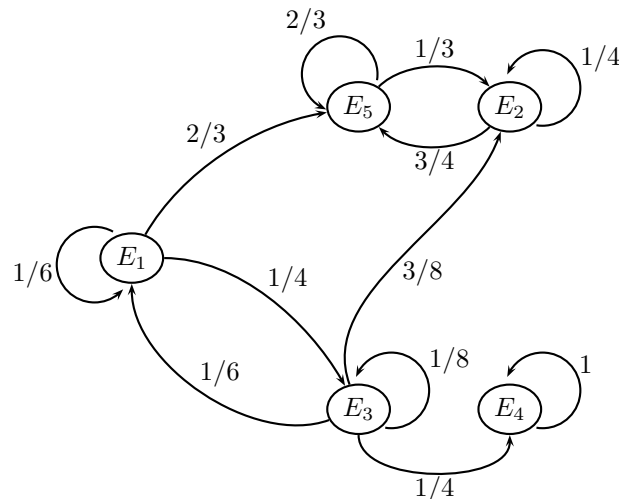
Es decir, estando en una clase de equivalencia, se deja para ir a otra clase con una probabilidad positiva pero sin regresar a ella.

■ EJEMPLO 2.25

Sea $\{X_t\}_{t \in T}$ una cadena de Markov con la siguiente matriz de transición

$$\begin{matrix} & E_0 & E_1 & E_2 & E_3 & E_4 \\ \begin{matrix} E_0 \\ E_1 \\ E_2 \\ E_3 \\ E_4 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1/6 & 0 & 1/6 & 0 & 2/3 \\ 0 & 1/4 & 0 & 0 & 3/4 \\ 1/4 & 3/8 & 1/8 & 1/4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1/3 & 0 & 0 & 2/3 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

El grafo de la cadena se muestra en la siguiente figura



Note que se tienen las siguientes clases:

1. $C_1 = \{E_1, E_3\}$
2. $C_2 = \{E_2, E_5\}$

3. $C_3 = \{E_4\}$

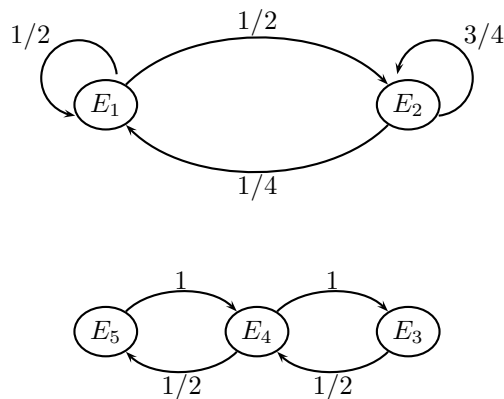
Puesto que de la clase 1 se puede ir a la clase 2 y a la clase 3, a la clase 1 se le da el nombre de transición. La clase 2 es una clase cerrada. Las clases 2 y 3 son conocidas como ergódicas

EJEMPLO 2.26

Sea $\{X_t\}_{t \in T}$ una cadena de Markov con la siguiente matriz de transición

$$\begin{array}{c}
 E_1 \quad E_2 \quad E_3 \quad E_4 \quad E_5 \\
 \begin{pmatrix}
 E_1 & 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 \\
 E_2 & 1/4 & 3/4 & 0 & 0 & 0 \\
 E_3 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\
 E_4 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\
 E_5 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0
 \end{pmatrix}
 \end{array}$$

El grafo de la cadena se muestra en la siguiente figura



La cadena tiene 2 clases

1. $C_1 = \{E_1, E_2\}$
2. $C_2 = \{E_3, E_4, E_5\}$

Definición 2.11 (Conjunto de Estados Cerrados) Se dice que el conjunto \mathbb{C} es un conjunto de estados cerrado si no es posible pasar de un estado del conjunto \mathbb{C} a otro estado fuera de \mathbb{C} , es decir,

$$p_{ij} = 0 \quad \forall \quad E_i \in \mathbb{C} \quad y \quad E_j \notin \mathbb{C}$$

Los conjuntos cerrados tienen la siguiente propiedad:

Para todo $n > 0$ y para todo $i \in \mathbb{C}$, se tiene $\sum_{j \in \mathbb{C}} p_{ij}^{(n)} = 1$

Es decir, después de n transiciones, el sistema se encuentra siempre en \mathbb{C} . Esta propiedad permite constatar que un conjunto cerrado constituye una **cadena independiente**. A partir de la definición de conjuntos cerrados se puede establecer una relación que estos tienen con los **estados absorbentes** y dar la definición de **cadena irreducible**.

Definición 2.12 (Relación entre conjuntos cerrados y estados absorbentes) Si un estado E_i constituye un conjunto cerrado entonces se dice que el **estado es absorbente**, y en este caso ocurre que $p_{ii}^{(n)} = 1$ para todo n .

Es decir si un conjunto cerrado contiene un solo estado, dicho estado es un **estado absorbente**

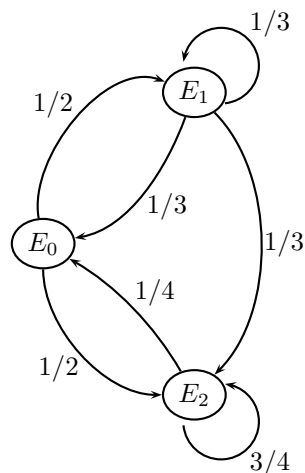
Definición 2.13 (Cadena Irreducible) Es una cadena en la que todos los estados se comunican entre sí, es decir, la cadena no contiene ningún subconjunto cerrado excepto el conjunto de todos sus estados.

■ EJEMPLO 2.27

Sea $\{X_t\}_{t \in T}$ una cadena de Markov con la siguiente matriz de transición

$$\begin{matrix} & E_0 & E_1 & E_2 \\ E_0 & \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \end{pmatrix} \\ E_1 & \begin{pmatrix} 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{pmatrix} \\ E_2 & \begin{pmatrix} 1/4 & 0 & 3/4 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

El grafo de la cadena se muestra en la siguiente figura



Contiene una sola clase $C = \{E_0, E_1, E_2\}$, por lo tanto, la cadena es irreducible.

2.6.1.1 Ejercicios

1. Demostrar la propiedad de los conjuntos cerrados, es decir

$$\text{Para todo } n > 0 \text{ y para todo } i \in \mathbb{C}, \text{ se tiene } \sum_{j \in \mathbb{C}} p_{ij}^{(n)} = 1$$

2. Se consideran cuatro cadenas de Markov, cada una con espacio de estado $E = \{E_1, E_2, E_3, E_4\}$ y con matrices de transición respectivas P_1, P_2, P_3, P_4 dadas por

$$P_1 = \begin{array}{c} E_1 \\ E_2 \\ E_3 \\ E_4 \end{array} \begin{array}{cccc} E_1 & E_2 & E_3 & E_4 \\ \left(\begin{array}{cccc} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 0 & 1/3 \\ 1/4 & 1/4 & 1/4 & 1/4 \end{array} \right) \end{array} \quad P_2 = \begin{array}{c} E_1 \\ E_2 \\ E_3 \\ E_4 \end{array} \begin{array}{cccc} E_1 & E_2 & E_3 & E_4 \\ \left(\begin{array}{cccc} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 1/3 & 2/3 & 0 & 0 \end{array} \right) \end{array}$$

$$P_3 = \begin{array}{c} E_1 \\ E_2 \\ E_3 \\ E_4 \end{array} \begin{array}{cccc} E_1 & E_2 & E_3 & E_4 \\ \left(\begin{array}{cccc} 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 \end{array} \right) \end{array} \quad P_4 = \begin{array}{c} E_1 \\ E_2 \\ E_3 \\ E_4 \end{array} \begin{array}{cccc} E_1 & E_2 & E_3 & E_4 \\ \left(\begin{array}{cccc} 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 \\ 1/4 & 1/4 & 1/4 & 1/4 \\ 1/4 & 1/4 & 1/4 & 1/4 \end{array} \right) \end{array}$$

Determinar las clases de estas cadenas.

3. Determinar las clases de la cadena de Markov que admite la siguiente matriz de transición

$$P_3 = \begin{array}{c} E_1 \\ E_2 \\ E_3 \\ E_4 \\ E_5 \end{array} \begin{array}{ccccc} E_1 & E_2 & E_3 & E_4 & E_5 \\ \left(\begin{array}{ccccc} 1/2 & 0 & 1/2 & 0 & 0 \\ 0 & 1/4 & 0 & 3/4 & 0 \\ 0 & 0 & 1/3 & 0 & 2/3 \\ 1/4 & 1/2 & 0 & 1/4 & 0 \\ 1/3 & 0 & 1/3 & 0 & 1/3 \end{array} \right) \end{array}$$

2.6.2 Periodicidad de una Cadena de Markov

El concepto de periodicidad es necesario para entender el movimiento de un sistema estocástico. Puede ser el caso de que ciertos movimientos del sistema sólo se pueden completar en momentos cuyas longitudes son múltiplos de, digamos, un cierto número d .

Como un ejemplo, pensemos en la caminata aleatoria simple donde los pasos son ± 1 . Retornar a cero solo puede ocurrir en pasos cuyas longitudes son pares, ya que cada positivo debe ser compensado por un paso negativo.

Definición 2.14 (Período de un Estado (Periodicidad)) *El período de retorno "i" al estado E_i , representado por $d(i)$, es el máximo común divisor del conjunto de enteros $n \geq 1$ para el cual se cumple que $p_{ii}^{(n)} > 0$. Simbólicamente*

$$d(i) = \text{mcd}\{n \geq 1 : p_{ii}^{(n)} > 0\}$$

Nota: Recordemos que el máximo común divisor de 2 ó más números es el mayor número entero, común a todos, que permite dividirlos a todos. Por lo tanto, al descomponer los números en sus factores primos el máximo común divisor es el producto de los factores comunes con su menor exponente.

EJEMPLO 2.28

Supóngase que quiere determinar el máximo común divisor de 40, 36 y 12. Al descomponer dichos números en sus factores primos e tiene que: $40 = 2^3 \times 5$, $36 = 2^2 \times 3^2$ y $12 = 2^2 \times 3$. Por lo tanto el máximo común divisor es $2^2 = 4$, es decir, $mcd\{40, 36, 12\} = 2^2 = 4$

EJEMPLO 2.29

Comprobar que el máximo común divisor de 48 y 60 es 12.

De la definición se puede extraer que

1. Si $\{n \geq 1 : p_{ii}^{(n)} > 0\} = \emptyset$, entonces $d(i) = 1$. Si $d(i) = 1$ se dice que E_i es aperiódico y en caso contrario llamamos a E_i como periódico con período $d(i)$.
2. Si n es diferente de un múltiplo de $d(i)$, entonces $p_{ii}^{(n)} = 0$.
3. El estado i se reproduce únicamente después de un número de transiciones múltiples de $d(i)$. Es decir, $p_{ii}^{(n)} > 0$ solo cuando n es múltiplo de $d(i)$, otra manera de decirlo es que regresamos a E_i solamente en pasos que son múltiplos de $d(i)$.

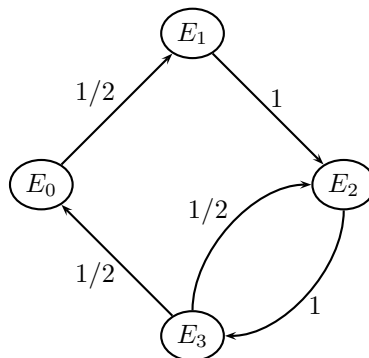
De acuerdo a lo anterior, el retorno al estado inicial se produce en las fechas $r_i + sd(i)$, $s = 0, 1, 2, \dots$, donde r_i en el mínimo número de etapas para un primer retorno.

EJEMPLO 2.30 Tomado del Karlin

Considere la siguiente cadena de Markov

$$\begin{array}{c}
 E_0 \quad E_1 \quad E_2 \quad E_3 \\
 \begin{pmatrix}
 E_0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\
 E_1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\
 E_2 & 0 & 0 & 0 & 1 \\
 E_3 & 1/2 & 0 & 1/2 & 0
 \end{pmatrix}
 \end{array}$$

El grafo de la cadena se muestra en la siguiente figura



Se quiere determinar el período de E_0 . Para ello veamos de que manera partiendo de E_0 puedo volver a E_0

$$E_0 \rightarrow E_1 \rightarrow E_2 \rightarrow E_3 \rightarrow E_0 \Rightarrow n = 4$$

$$E_0 \rightarrow E_1 \rightarrow E_2 \rightarrow E_3 \rightarrow E_2 \rightarrow E_3 \rightarrow E_0 \Rightarrow n = 6$$

Luego $n = 8, 10, \dots$

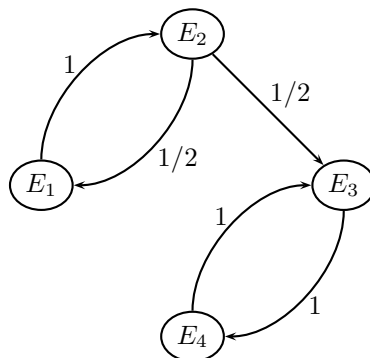
Por lo tanto, $d(0) = \text{mcd}\{4, 6, 8, 10, \dots\} = 2$

EJEMPLO 2.31

Considere la siguiente cadena de Markov

$$\begin{matrix} & E_1 & E_2 & E_3 & E_4 \\ \begin{matrix} E_1 \\ E_2 \\ E_3 \\ E_4 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

El grafo de la cadena se muestra en la siguiente figura



Se quiere determinar el período de E_1 . Para ello veamos de que manera partiendo de E_1 puedo volver a E_1

$$E_1 \rightarrow E_2 \rightarrow E_1 \Rightarrow n = 2$$

$$E_1 \rightarrow E_2 \rightarrow E_1 \rightarrow E_2 \rightarrow E_1 \Rightarrow n = 4$$

Luego $n = 6, 8, 10, \dots$

Por lo tanto, $d(1) = \text{mcd}\{2, 4, 6, 8, 10, \dots\} = 2$

A continuación se enuncian sin demostración tres propiedades básicas de las cadenas de Markov.

Teorema 2.8 *Todos los estados de una clase de equivalencia tienen el mismo período, es decir si $i \leftrightarrow j$ entonces $d(i) = d(j)$*

Este teorema muestra que el período es una constante en cada clase de estados que se comunican, la prueba está en Ross.

Teorema 2.9 Si el estado i tiene período $d(i)$ entonces existe un entero N que depende de i tal que para todos los enteros $n \geq N$

$$P_{ii}^{nd(i)} > 0$$

Este teorema asegura que un retorno al estado i puede ocurrir en números suficientes grandes que son múltiplos del período $d(i)$

Teorema 2.10 Si $p_{ji}^m > 0$, entonces $p_{ji}^{m+nd(i)} > 0$ para todo n (entero positivo) suficientemente grande.

2.6.2.1 Ejercicios de Período

1. Demostrar que todos los estados de una clase de equivalencia tienen el mismo período.
2. Determinar el período de los estados para las siguientes cadenas de markov

(a)

$$\begin{matrix} & E_0 & E_1 & E_2 \\ \begin{matrix} E_0 \\ E_1 \\ E_2 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

(b)

$$\begin{matrix} & E_1 & E_2 & E_3 & E_4 \\ \begin{matrix} E_1 \\ E_2 \\ E_3 \\ E_4 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 1/2 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

3. Determinar el período de los estados de la siguiente cadena de Markov

$$\begin{matrix} & E_0 & E_1 & E_2 & \cdots & E_n \\ \begin{matrix} E_0 \\ E_1 \\ \vdots \\ E_{n-1} \\ E_n \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 \\ 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

2.6.3 Primera Visita

Para dar una clasificación de los estados de Markov es necesario definir algunos términos relacionados con las probabilidades y el número de visitas a los estados de una cadena de Markov. Veamos a continuación tales términos.

Definición 2.15 (Tiempo de primera visita) Sea A un subconjunto del espacio de estados de una cadena de Markov $\{X_n : n \geq 0\}$. El tiempo de primera visita al conjunto A es la variable aleatoria

$$\tau_A = \begin{cases} \min\{n \geq 1 : X_n \in A\}, & \text{si } X_n \in A \text{ para algún } n \geq 1; \\ \infty, & \text{otro caso.} \end{cases}$$

Es decir, τ_A es el primer momento positivo en el cual la cadena toma un valor dentro de la colección de estados A , si ello eventualmente sucede. Estaremos interesados principalmente en el caso cuando el conjunto A consta de un solo estado j , y si suponemos que la cadena inicia en i , entonces el tiempo de primera visita al estado j se escribe τ_{ij} . Cuando los estados i y j coinciden se escribe simplemente τ_i . En general no es fácil encontrar la distribución de probabilidad de la variable aleatoria τ_{ij} . Definiremos a continuación como $f_{ij}^{(n)}$ la probabilidad de que τ_{ij} tome el valor n .

Definición 2.16 (Probabilidad de la primera visita) Sea $f_{ij}^{(n)}$ la probabilidad de que estando inicialmente el sistema en el estado i , visite por primera vez el estado j después de n transiciones, es decir

$$f_{ij}^{(n)} = P(\tau_{ij} = n) = P(X_n = j, X_k \neq j \forall k = 1, 2, \dots, n-1 / X_0 = i)$$

Si $i = j$, entonces

$$f_{jj}^{(n)} = P(X_n = j, X_k \neq j \forall k = 1, 2, \dots, n-1 / X_0 = j)$$

$f_{jj}^{(n)}$ se define como la **probabilidad de retorno por primera vez** y se lee como la probabilidad de que, comenzando en el estado j , retorne por primera vez al estado j en la n -ésima transición.

Note que

1. $f_{ij}^{(0)} = 0$
2. $f_{jj}^{(0)} = 0$
3. $f_{jj}^{(1)} = P(X_n = j / X_{n-1} = j) = p_{jj}$

El uso de la letra f para esta probabilidad proviene del término en inglés *first* para indicar que es la probabilidad de primera visita; saber esto ayuda a recordar su significado.

El siguiente resultado establece que la probabilidad de visitar el estado j , a partir de i , en n pasos, puede descomponerse en las probabilidades de los eventos disjuntos en los que se presenta la primera visita, la cual puede efectuarse en el primer paso, o en el segundo paso, y así sucesivamente, hasta el último momento posible n .

Teorema 2.11 (Teorema de la primera visita) Sea $i \neq j$ entonces para cada $n \geq 1$

$$p_{ij}^{(n)} = \sum_{k=1}^n f_{ij}^{(k)} p_{jj}^{(n-k)}$$

Antes de realizar la prueba veamos el comportamiento de la ecuación del teorema

$$n = 0: p_{ij}^{(0)} = 0 \text{ por definición}$$

$$n = 1: p_{ij}^{(1)} = f_{ij}^{(1)} p_{jj}^{(0)} = f_{ij}^{(1)}(1) = f_{ij}^{(1)}$$

$$n = 2: p_{ij}^{(2)} = \sum_{k=1}^2 f_{ij}^{(k)} p_{jj}^{(2-k)} = f_{ij}^{(1)} p_{jj}^{(1)} + f_{ij}^{(2)} p_{jj}^{(0)} = f_{ij}^{(1)} p_{jj}^{(1)} + f_{ij}^{(2)}$$

$$n = 3: p_{ij}^{(3)} = \sum_{k=1}^3 f_{ij}^{(k)} p_{jj}^{(3-k)} = f_{ij}^{(1)} p_{jj}^{(2)} + f_{ij}^{(2)} p_{jj}^{(1)} + f_{ij}^{(3)} p_{jj}^{(0)} = f_{ij}^{(1)} p_{jj}^{(2)} + f_{ij}^{(2)} p_{jj}^{(1)} + f_{ij}^{(3)}$$

Ahora si veamos la prueba del teorema.

Prueba del teorema ??:

Para probar este teorema definamos los siguientes eventos

$$A_1 = [X_n = j, X_1 = j, X_0 = i] \text{ Voy a } j \text{ por primera vez en el instante 1.}$$

$$A_2 = [X_n = j, X_2 = j, X_1 \neq j, X_0 = i] \text{ Voy a } j \text{ por primera vez en el instante 2.}$$

$$A_3 = [X_n = j, X_3 = j, X_2 \neq j, X_1 \neq j, X_0 = i] \text{ Voy a } j \text{ por primera vez en el instante 2.}$$

Y así sucesivamente

$$A_n = [X_n = j, X_n = j, X_{n-1} \neq j, \dots, X_2 \neq j, X_1 \neq j, X_0 = i] \text{ Voy a } j \text{ por primera vez en el instante n.}$$

Los eventos A_i son disjuntos pues $A_i \cap A_j = \emptyset \forall i \neq j$. Además, $\cup_{i=1}^n A_i = [X_n = j, X_0 = i]$. Por lo tanto,

$$\begin{aligned} P[X_n = j, X_0 = i] &= P[\cup_{i=1}^n A_i] = \sum_{i=1}^n P[A_i] \\ &= P[X_n = j, X_1 = j, X_0 = i] + P[X_n = j, X_2 = j, X_1 \neq j, X_0 = i] \\ &\quad + P[X_n = j, X_3 = j, X_2 \neq j, X_1 \neq j, X_0 = i] + \dots \\ &\quad + P[X_n = j, X_n = j, X_{n-1} \neq j, \dots, X_2 \neq j, X_1 \neq j, X_0 = i] \\ &= P[X_n = j | X_1 = j] P[X_1 = j | X_0 = i] P[X_0 = i] + \\ &\quad P[X_n = j | X_2 = j, X_1 \neq j, X_0 = i] P[X_2 = j, X_1 \neq j, | X_0 = i] P[X_0 = i] + \dots \\ &\quad P[X_n = j | X_n = j, X_{n-1} \neq j, \dots, X_2 \neq j, X_1 \neq j, X_0 = i] \\ &\quad P[X_n = j, X_{n-1} \neq j, \dots, X_2 \neq j, X_1 \neq j | X_0 = i] P[X_0 = i] \\ &= P[X_n = j | X_1 = j] P[X_1 = j | X_0 = i] P[X_0 = i] + \\ &\quad P[X_n = j | X_2 = j] P[X_2 = j, X_1 \neq j, | X_0 = i] P[X_0 = i] + \dots \\ &\quad P[X_n = j | X_n = j] P[X_n = j, X_{n-1} \neq j, \dots, X_2 \neq j, X_1 \neq j | X_0 = i] P[X_0 = i] \\ &= \sum_{k=1}^n P[X_n = j | X_k = j] P[X_k = j, X_{k-1} \neq j, \dots, X_2 \neq j, X_1 \neq j | X_0 = i] P[X_0 = i] \end{aligned}$$

Entonces

$$\begin{aligned} p_{ij}^{(n)} &= P(X_n = j | X_0 = i) = P(X_n = j, X_0 = i) / P(X_0 = i) \\ &= \sum_{k=1}^n P(X_n = j | X_k = j) P(X_k = j, X_{k-1} \neq j, \dots, X_2 \neq j, X_1 \neq j | X_0 = i) \\ &= \sum_{k=1}^n P_{jj}^{(n-k)} f_{ij}^{(k)} \end{aligned}$$

Concluyendo así la prueba.

Si $i = j$ entonces

$$p_{jj}^{(n)} = \sum_{k=0}^n f_{jj}^{(k)} p_{jj}^{(n-k)}, \quad n \geq 1, f_{jj}^{(0)} = 0$$

El cual será definido como el **teorema del primer retorno**. Recordemos que

1. $p_{jj}^{(n)} = P(X_{m+n} = j / X_m = j)$
2. $p_{jj}^{(n)} = \sum_{k=0}^n P_{jj}^{(n-k)} f_{jj}^{(k)} = \sum_{k=1}^n P_{jj}^{(n-k)} f_{jj}^{(k)}$

Teorema 2.12

$$f_{jj}^{(n)} = p_{jj}^{(n)} - \sum_{k=1}^{n-1} f_{jj}^{(k)} p_{jj}^{(n-k)}$$

Definición 2.17 Sea

$$f_j = \sum_{n=1}^{\infty} f_{jj}^{(n)} = f_{jj}^{(1)} + f_{jj}^{(2)} + \dots$$

f_j se define como **la probabilidad de que alguna vez el estado j sea visitado**.

Si $f_j = 1$ entonces $\{f_{jj}^{(n)}\}$ constituye una distribución de probabilidad

■ EJEMPLO 2.32

Considere una cadena de Markov con espacio de estados $\{0, 1\}$ y con matriz de transición

$$\begin{array}{cc} & \begin{array}{cc} E_0 & E_1 \end{array} \\ \begin{array}{c} E_0 \\ E_1 \end{array} & \begin{pmatrix} 1-a & a \\ b & 1-b \end{pmatrix} \end{array}$$

donde $0 \leq a, b \leq 1$. Vamos a calcular las probabilidades de primera visita de cada estado.

$$f_{01}^{(n)} = (1-a)^{n-1}a \text{ para } n \geq 1. \text{ [Me quede } (n-1) \text{ veces en } 0 \text{ y en el momento } n \text{ voy a } 1]$$

$$f_{00}^{(n)} = a(1-b)^{n-2}b \text{ para } n \geq 2. \text{ [Voy de } 0 \text{ a } 1, \text{ me quede } (n-2) \text{ veces en } 1 \text{ y en el momento } n \text{ voy a } 0]$$

$$f_{10}^{(n)} = (1-b)^{n-1}b \text{ para } n \geq 1. \text{ [Me quede } (n-1) \text{ veces en } 1 \text{ y en el momento } n \text{ voy a } 0]$$

$$f_{11}^{(n)} = b(1-a)^{n-2}a \text{ para } n \geq 2. \text{ [Voy de } 1 \text{ a } 0, \text{ me quede } (n-2) \text{ veces en } 0 \text{ y en el momento } n \text{ voy a } 1]$$

▣ **EJEMPLO 2.33 Tomado de Lefebrev (pag. 81)**

Considere la siguiente matriz de probabilidades de transición de estados

$$\begin{array}{c} 0 \quad 1 \quad 2 \\ \begin{array}{c} 0 \\ 1 \\ 2 \end{array} \begin{pmatrix} 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \end{array}$$

En este caso no es fácil calcular una expresión para $f_{ij}^{(n)}$, pero podemos para algunos valores de n .

$$f_{01}^{(1)} = p_{01}^{(1)} = 1/3$$

$$f_{01}^{(2)} = p_{00}^{(1)} * p_{01}^{(1)} + p_{02}^{(1)} * p_{20}^{(1)} = (1/3)(1/3) + (1/3)0 = 1/9$$

$$f_{01}^{(3)} = p_{00}^{(2)} * p_{01}^{(1)} + p_{02}^{(2)} * p_{20}^{(1)} * p_{01}^{(1)} + p_{02}^{(1)} * p_{22}^{(1)} * p_{11}^{(1)} = (1/3)(1/3) + (1/3)(1)(1/3) + (1/3)(0)(0) = 4/27$$

y así sucesivamente.

Otra manera de determinar estas probabilidades es usando la ecuación obtenida del teorema de la primera visita, usándola de manera recursiva. Veamos como hacerlo.

Sabemos que $p_{01}^{(1)} = 1/3$, entonces

$$1/3 = p_{01}^{(1)} = f_{01}^{(1)} p_{11}^{(1-1)} = f_{01}^{(1)} p_{11}^{(0)} = f_{01}^{(1)}$$

entonces $f_{01}^{(1)} = 1/3$.

como

$$P^{(2)} = P^2 = \begin{array}{c} 0 \quad 1 \quad 2 \\ \begin{array}{c} 0 \\ 1 \\ 2 \end{array} \begin{pmatrix} 4/9 & 5/18 & 5/18 \\ 1/2 & 1/4 & 1/4 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{pmatrix} \end{array}$$

Entonces $p_{01}^{(2)} = 5/18$, usando la fórmula se tiene

$$5/18 = p_{01}^{(2)} = \sum_{k=1}^2 p_{11}^{(2-k)} f_{01}^{(k)} f_{01}^{(1)} p_{11}^{(1)} + f_{01}^{(2)} p_{11}^{(0)} = (1/3)(1/2) + f_{01}^{(2)} = 1/6 + f_{01}^{(2)}$$

entonces $f_{01}^{(2)} = 5/18 - 1/6 = 1/9$.

Por último, como

$$P^{(3)} = P^3 = \begin{array}{c} 0 \quad 1 \quad 2 \\ \begin{array}{c} 0 \\ 1 \\ 2 \end{array} \begin{pmatrix} 23/54 & 31/108 & 31/108 \\ 5/12 & 7/24 & 7/24 \\ 4/9 & 5/18 & 5/18 \end{pmatrix} \end{array}$$

Entonces $p_{01}^{(2)} = 31/108$, usando la fórmula se tiene

$$\begin{aligned} 31/108 &= p_{01}^{(3)} = \sum_{k=1}^3 p_{11}^{(3-k)} f_{01}^{(k)} f_{01}^{(1)} p_{11}^{(2)} + f_{01}^{(2)} p_{11}^{(1)} + f_{01}^{(3)} p_{11}^{(0)} \\ &= (1/3)(1/4) + (1/9)(1/2) + f_{01}^{(3)} \\ &= 1/2 + 1/18 + f_{01}^{(2)} = 5/36 + f_{01}^{(2)} \end{aligned}$$

entonces $f_{01}^{(3)} = 31/108 - 5/36 = 4/27$.

2.6.3.1 Ejercicios

1. Realizar la prueba del teorema de la primera visita.
2. Resolver los ejemplos dados en clase.
3. Considere la siguiente matriz de probabilidades de transición de estados

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1/3 & 2/3 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

Calcular las probabilidades de primera visita de cada estado.

2.7 Recurrencia y Transitoriedad

2.7.1 Definición de Recurrencia y Transitoriedad

Veremos a continuación que los estados de una cadena de Markov pueden ser clasificados, en una primera instancia, en dos tipos, dependiendo si la cadena es capaz de regresar con certeza al estado de partida.

Definición 2.18 (Estado recurrente o persistente) *El estado E_j se dice recurrente o persistente si la probabilidad de eventualmente regresar a E_j , partiendo de E_j es 1, es decir si $f_j = 1$. El sistema, saliendo de E_j , pasará otra vez por el estado E_j , durante su evolución.*

Definición 2.19 (Estado transitorio) *El estado E_j se dice transitorio si y sólo si $f_j < 1$. El sistema, saliendo de E_j , puede (tiene "chance") de no retornar al estado E_j .*

Es decir que un estado que no es recurrente se llama transitorio, y en ese caso la probabilidad es menor a uno.

De manera intuitiva, un estado es recurrente si con probabilidad uno la cadena es capaz de regresar eventualmente a ese estado, y cuando ello ocurre en algún momento finito, por la propiedad de Markov, se puede regresar a él una y otra vez con probabilidad uno. Debido a este comportamiento es que al estado en cuestión se le llama recurrente. En cambio, el estado se llama transitorio si existe una probabilidad positiva de que la cadena, iniciando en él, ya no regrese nunca a ese estado.

EJEMPLO 2.34

Considere una cadena de Markov con espacio de estados $\{0, 1\}$ y con matriz de transición

$$\begin{matrix} & E_0 & E_1 \\ \begin{matrix} E_0 \\ E_1 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1-a & a \\ b & 1-b \end{pmatrix} \end{matrix}$$

donde $0 \leq a, b \leq 1$. En esta cadena ambos estados son recurrentes pues:

- Para el estado 0:

$$\begin{aligned} f_{00}^{(1)} &= 1 - a \\ f_{00}^{(2)} &= ab \\ f_{00}^{(3)} &= a(1-b)b = ab(1-b) \\ f_{00}^{(4)} &= a(1-b)(1-b)b = ab(1-b)^2 \\ &\vdots \\ f_{00}^{(n)} &= ab(1-b)^{n-2} \end{aligned}$$

Por lo tanto,

$$f_0 = \sum_{n=1}^{\infty} f_{00}^{(n)} = (1-a) + ab \sum_{n=2}^{\infty} (1-b)^{n-2} = 1-a + \frac{ab}{b} = 1$$

- Muchachos probar la recurrencia del estado 1

EJEMPLO 2.35

Considere la matrix de transición

$$\begin{matrix} & E_0 & E_1 & E_2 & E_3 & \cdots \\ \begin{matrix} E_0 \\ E_1 \\ E_2 \\ \vdots \end{matrix} & \begin{pmatrix} q & p & 0 & 0 & \cdots \\ q & 0 & p & 0 & \cdots \\ q & 0 & 0 & p & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \end{pmatrix} \end{matrix}$$

la cual corresponde a una cadena de rachas. En esta cadena todos los estados son recurrentes. Solo analizaremos el estado 0

- Para el estado 0:

$$\begin{aligned}
 f_{00}^{(1)} &= q \\
 f_{00}^{(2)} &= pq \\
 f_{00}^{(3)} &= ppq = qp^2 \\
 f_{00}^{(4)} &= pppq = qp^3 \\
 &\vdots \\
 f_{00}^{(n)} &= qp^{n-1}
 \end{aligned}$$

Por lo tanto,

$$f_0 = \sum_{n=1}^{\infty} f_{00}^{(n)} = \sum_{n=1}^{\infty} qp^{n-1} = \frac{q}{1-p} = 1$$

- Se deja al estudiante como tarea probar la recurrencia del estado 1

2.7.2 Otros criterios para determinar si un estado es recurrente o transitorio

Además de la definición, tenemos el siguiente criterio para determinar si un estado es recurrente o transitorio.

Proposición 2.1 *El estado E_j es*

- recurrente si y sólo si $\sum_{n=1}^{\infty} p_{jj}^{(n)} = \infty$*
- transitorio si y sólo si $\sum_{n=1}^{\infty} p_{jj}^{(n)} < \infty$*

La recurrencia y la transitoriedad son propiedades de clase, es decir, si dos estados están en una misma clase de comunicación, entonces ambos estados son recurrentes o ambos son transitorios.

Corolario 2.1 *La recurrencia es una propiedad de clase, es decir*

- Si $i \leftrightarrow j$ y si i es recurrente entonces j es recurrente.*
- Si $i \leftrightarrow j$ y si i es transitorio entonces j es transitorio.*

En consecuencia, cuando una cadena es irreducible y algún estado es recurrente, todos los estados son recurrentes, y se dice que la cadena es recurrente. También puede presentarse la situación en donde el espacio de estados conste de varias clases de comunicación recurrentes, en tal caso la cadena también se llama recurrente.

En contraparte, una cadena es transitoria si todos los estados son transitorios, ya sea conformando por una sola clase de comunicación de estados transitorios o varias de ellas. Sin embargo, demostraremos más adelante que cuando el espacio de estados es finito, siempre existe por lo menos un estado recurrente, y por lo tanto no existen cadenas finitas transitorias. De este modo el espacio de estados de una cadena de Markov puede descomponerse en dos subconjuntos ajenos de estados, aquellos que son transitorios y aquellos que son

recurrentes. Cada uno de estos subconjuntos puede constar de ninguna, una o varias clases de comunicación.

Proposición 2.2 *Toda cadena de Markov finita tiene por lo menos un estado recurrente.*

Prueba: *Por contradicción, suponga que todos los estados son transitorios. Entonces para cualesquiera estados i y j , se cumple que la suma $\sum_{n=1}^{\infty} p_{ij}^{(n)}$ es finita. Sumando sobre el conjunto finito de todos los posibles estados j se obtiene*

$$\sum_j \sum_{n=1}^{\infty} p_{ij}^{(n)} < \infty$$

Por otro lado, intercambiando el orden de las sumas se llega a la afirmación contraria,

$$\sum_{n=1}^{\infty} \sum_j p_{ij}^{(n)} = \sum_{n=1}^{\infty} 1 = \infty$$

Por lo tanto es erróneo suponer que todos los estados son transitorios, debe existir por lo menos uno que es recurrente.

En consecuencia, toda cadena finita e irreducible es recurrente. Más adelante demostraremos que en tal caso, con probabilidad uno la cadena visita cada uno de sus estados una infinidad de veces.

Teorema 2.13 *Un estado es recurrente o transitorio según la probabilidad de regreso a él en un número infinito de veces es uno o cero.*

Prueba: Sean

$$\begin{aligned} Q_{jj}^{(n)} &= P\{(\text{Estando el sistema en } E_j \text{ regrese a } E_j \text{ } n \text{ veces})\} \\ Q_{jj} &= \lim_{n \rightarrow \infty} Q_{jj}^{(n)} \\ &= P\{(\text{Estando el sistema en } E_j \text{ regrese a } E_j \text{ un número infinito de veces})\} \end{aligned}$$

Ahora $Q_{jj}^{(n)}$ se puede escribir como

$$\begin{aligned} Q_{jj}^{(n)} &= \sum_{m=1}^{\infty} f_{jj}^{(m)} Q_{jj}^{(n-1)} = Q_{jj}^{(n-1)} \sum_{m=1}^{\infty} f_{jj}^{(m)} \\ &= Q_{jj}^{(n-1)} f_j \end{aligned}$$

Por recurrencia se tiene que

$$Q_{jj}^{(n)} = Q_{jj}^{(n-2)} f_j f_j = Q_{jj}^{(n-2)} (f_j)^2$$

y así sucesivamente, con lo cual se obtiene que

$$Q_{jj}^{(n)} = Q_{jj}^{(1)} (f_j)^{n-1} = (f_j)^n$$

ya que $Q_{jj}^{(1)} = f_j$ por definición. Por lo tanto

$$Q_{jj} = \lim_{n \rightarrow \infty} Q_{jj}^{(n)} = \lim_{n \rightarrow \infty} (f_j)^n = \begin{cases} 1, & \text{si } E_j \text{ es recurrente;} \\ 0, & \text{si } E_j \text{ es transiente.} \end{cases}$$

2.7.3 Tiempo medio de Recurrencia

Hemos visto que si una cadena de Markov inicia en un estado recurrente, entonces regresa a él una infinidad de veces con probabilidad uno. Y hemos definido el tiempo de primera visita a un estado j , a partir de cualquier estado i , como la variable aleatoria discreta $\tau_{ij} = \min\{n \geq 1 : X_n = j | X_0 = i\}$, con la posibilidad de que tome el valor infinito. Vamos a definir el tiempo medio de recurrencia (también conocido como tiempo medio del primer retorno) como la esperanza de esta variable aleatoria en el caso cuando el estado a visitar es recurrente.

Definición 2.20 (Tiempo medio de recurrencia) *El tiempo medio de recurrencia de un estado recurrente j , a partir del estado i , se define como la esperanza de τ_{ij} , y se denota por μ_{ij} , es decir*

$$\mu_{ij} = E(\tau_{ij}) = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{ij}^{(n)}$$

Recordemos que cuando el tiempo de primera visita se refiere al mismo estado de inicio y de llegada j , se escribe τ_j en lugar de τ_{ij} . En este caso el tiempo medio de recurrencia se escribe simplemente como μ_j . Esta esperanza puede ser finita o infinita, y representa el número de pasos promedio que a la cadena le toma regresar al estado recurrente j .

EJEMPLO 2.36

La cadena de Markov de dos estados es irreducible y recurrente cuando $a, b \in (0, 1)$. Vamos a calcular los tiempos medios de recurrencia de estos dos estados. Tenemos que

$$f_{00}^{(1)} = 1 - a$$

$$f_{00}^{(n)} = a(1 - b)^{n-2}b \text{ para } n \geq 2$$

Por lo tanto,

$$\begin{aligned} \mu_0 &= \sum_{n=1}^{\infty} n f_{00}^{(n)} = (1 - a) + ab \sum_{n=2}^{\infty} n(1 - b)^{n-2} \\ &= (1 - a) + ab \left(\frac{b + 1}{b^2} \right) \\ &= \frac{a + b}{b} \end{aligned}$$

De manera análoga, se encuentra que $\mu_1 = (a + b)/a$. Observe que estos dos tiempos medios de recurrencia son, en general distintos. Esto ejemplifica el hecho de que los tiempos medios de recurrencia no son necesariamente idénticos para cada elemento de una misma clase de comunicación recurrente.

2.7.4 Recurrencia Positiva y Nula

Hemos visto que si una cadena de Markov inicia en un estado recurrente, entonces regresa a él una infinidad de veces con probabilidad uno. Sin embargo, esta recurrencia puede presentarse de dos formas: cuando el tiempo promedio de retorno es finito o cuando es

infinito. Por lo tanto el tiempo medio de retorno μ_j lleva a la siguiente clasificación de estados recurrentes.

Definición 2.21 *Se dice que un estado recurrente j es:*

- *recurrente positivo si $\mu_j < \infty$*
- *recurrente nulo si $\mu_j = \infty$*

Demostraremos a continuación que la recurrencia positiva y la recurrencia nula son propiedades de las clases de comunicación. Es decir, dos estados en una misma clase de comunicación recurrente, son ambos recurrentes positivos o recurrente nulos.

Proposición 2.3 *Sea j un estado recurrente. Entonces,*

- a) *si j es recurrente positivo e $j \leftrightarrow i$ entonces i es recurrente positivo.*
1. *si j es recurrente nulo e $j \leftrightarrow i$ entonces i es recurrente nulo.*

De esta forma, el espacio de estados de toda cadena de Markov puede descomponerse en tres grandes subconjuntos ajenos de estados: transitorios, recurrentes positivos y recurrentes nulos.

■ **EJEMPLO 2.37**

Demostraremos ahora que la cadena de Markov de rachas de éxitos es recurrente positiva. Recordemos que dicha cadena es irreducible y recurrente. Comprobaremos que el tiempo medio de recurrencia del estado 0 es finito. En efecto,

$$\mu_0 = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{00}^{(n)} = \sum_{n=1}^{\infty} n(1-p)p^{n-1} = (1-p) \sum_{n=1}^{\infty} np^{n-1} = \frac{1}{1-p} < \infty$$

Esto demuestra que el estado 0 es recurrente positivo y siendo la cadena irreducible, es recurrente positiva. Por lo tanto, el tiempo medio de recurrencia de cada estado es finito. Hemos aprovechado la facilidad del cálculo de las probabilidades de primer regreso al estado 0.

Definición 2.22 (Estado Ergódico) *Se dice que el estado E_j es ergódico si es recurrente-nulo y aperiódico.*

2.7.5 Representación Canónica de una matriz de transición

Se trata de reordenar la matriz de transición separando los estados recurrentes de los transitorios. A su vez, los estados recurrentes se tienen que reordenar juntando aquellos que se comunican entre sí.

Los estados de una cadena se puede dividir en dos subconjuntos disjuntos (alguno puede ser \emptyset): uno está formado por los estados transitorios y el otro por los recurrentes, de modo que los estados transitorios son inaccesibles desde los estados recurrentes.

Los estados recurrentes se pueden subdividir de manera única en conjuntos cerrados e irreducibles. Dentro de cada conjunto cerrado todos los estados se comunican y son del

mismo tipo (recurrentes positivos o recurrentes nulos) y con el mismo periodo en su caso. Si dos estados están en distintos conjuntos cerrados, no se pueden comunicar. Además, si dos estados i y j pertenecen al mismo conjunto cerrado e irreducible entonces

$$f_{ij} = f_{ji} = 1$$

y si están en conjuntos distintos entonces

$$f_{ij} = f_{ji} = 0$$

De acuerdo con este resultado se puede hacer una reordenación de los estados, y así de las filas y columnas de la matriz de transición, colocando los estados transitorios en último lugar.

$$P = \begin{pmatrix} R_1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & R_2 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & R_m & 0 \\ D_1 & D_2 & \cdots & D_m & Q \end{pmatrix}$$

donde las submatrices T_i , $i = 1, \dots, r$ están asociadas a subcadenas recurrentes cerradas, Q_i , $i = 1, \dots, r$ dan la probabilidad de pasar a los estados recurrentes de los transitorios y Q da la probabilidad de pasar de transitorios a transitorios.

■ EJEMPLO 2.38

Sea $\{X_n\}$ una cadena de Markov con espacio de estados $S = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$, y cuya matriz de probabilidades de transición es

$$\begin{array}{c} \begin{matrix} & 1 & 2 & 3 & 4 & 5 & 6 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \\ 6 \end{matrix} \begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 3/4 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1/4 & 1/4 & 1/4 & 1/4 & 0 & 0 \\ 1/4 & 0 & 1/4 & 1/4 & 0 & 1/4 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \end{pmatrix} \end{array}$$

La cadena tiene dos clases cerradas $C_1 = \{1, 2\}$ y $C_2 = \{5, 6\}$, por lo tanto los estados 1, 2, 4, 5 son recurrentes. Los estados 3 y 4 son transitorios porque una vez que salgamos de ellos no es probable que volvamos a ellos (por ejemplo si salimos de uno de ellos y vamos a la clase 1, con seguridad no volveremos a ellos).

Reordenando la matriz se tiene

$$P = \begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 1/4 & 1/4 & 0 & 0 & 1/4 & 1/4 \\ 1/4 & 0 & 0 & 1/4 & 1/4 & 1/4 \end{pmatrix}$$

Todo esto se formaliza en el siguiente teorema.

Teorema 2.14 (Teorema de descomposición de las Cadenas de Markov) *El espacio de estados S de una cadena de Markov $\{X_n\}$, tiene la siguiente partición única:*

$$S = T \cup R_1 \cup R_2 \cup \dots$$

donde T es un conjunto de estados transitorios, y R_i son clases cerradas e irreducibles de estados recurrentes.

Nota: El teorema de descomposición nos muestra las posibilidades que pueden darse en una cadena de Markov. Esto es, si $X_0 \in R_k$, entonces la cadena nunca abandonará la clase R_k y entonces, podemos considerar el espacio de estados $S = R_k$. Por otra parte, si $X_0 \in T$ entonces, o la cadena permanece por siempre en T o se mueve a una clase R_k y permanece ahí por siempre. Así, o la cadena siempre toma valores en el conjunto de estados transitorios o acaba en un conjunto cerrado recurrente de estados donde permanecerá por siempre. Recordemos que cuando la cadena es finita no todos los estados son transitorios.

2.8 Evolución de distribuciones

Una matriz estocástica establece una dinámica en el conjunto de las distribuciones de probabilidad definidas sobre el espacio de estados de la correspondiente cadena de Markov. Para explicar la situación de manera simple consideraremos un espacio de estados finito $0, 1, \dots, n$ y una distribución de probabilidad inicial $\pi^0 = (\pi_0^0, \pi_1^0, \dots, \pi_n^0)$. Después de transcurrida la primera unidad de tiempo, la cadena se encuentre en cualquiera de sus posibles estados de acuerdo a la distribución $\pi^1 = (\pi_0^1, \pi_1^1, \dots, \pi_n^1)$, en donde la j -ésima entrada de este vector es

$$\begin{aligned} \pi_j^1 &= P(X_j = 1) \\ &= \sum_{i=0}^n P(X_1 = j | X_0 = i) P(X_0 = i) \\ &= \sum_{i=0}^n \pi_i^0 p_{ij} \end{aligned}$$

Es decir, el vector π^1 se obtiene a partir del vector π^0 y de la matriz de probabilidades de transición \mathbf{P} a través de la multiplicación $\pi^1 = \pi^0 \mathbf{P}$, esto es,

$$\begin{pmatrix} \pi_0^1 & \dots & \pi_n^1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \pi_0^0 & \dots & \pi_n^0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{00} & \dots & p_{0n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n0} & \dots & p_{nn} \end{pmatrix}$$

A su vez el vector π^1 se transforma en el vector π^2 a través de la ecuación $\pi^2 = \pi^1 \mathbf{P} = \pi^0 \mathbf{P}^2$, y así sucesivamente. En general, para $m \geq 1$

$$\pi^m = \pi^{m-1} \mathbf{P} = \pi^0 \mathbf{P}^m \quad (2.3)$$

De esta forma se obtiene una sucesión infinita de distribuciones de probabilidad $\pi^0, \pi^1, \pi^2, \dots$ en donde cada una de ellas, excepto la primera, es obtenida de la anterior multiplicada a la derecha por la matriz de probabilidades de transición en un paso. Es natural preguntarse si existe algún límite para esta sucesión de distribuciones. En las siguientes secciones estudiaremos tal problema y encontraremos condiciones bajo las cuales existe un único límite para esta sucesión.

■ EJEMPLO 2.39

Considere la matriz de probabilidades de transición

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

con distribución inicial el vector $\pi^0 = (1/10, 0, 9/10)$. Los subsecuentes vectores de probabilidad π_1, π_2, \dots se calculan a continuación

$$\begin{aligned} \pi^1 &= \pi^0 \mathbf{P} = (0.45, 0.55, 0) \\ \pi^2 &= \pi^1 \mathbf{P} = (0, 0.45, 0.55) \\ \pi^3 &= \pi^2 \mathbf{P} = (0.275, 0.275, 0.45) \\ \pi^4 &= \pi^3 \mathbf{P} = (0.225, 0.5, 0.275) \\ &\vdots \end{aligned}$$

¿Existirá el límite para esta sucesión de vectores de probabilidad?

■ EJEMPLO 2.40

Considere la matriz de probabilidades de transición

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

con distribución inicial el vector $\pi^0 = (\alpha, 1 - \alpha)$, con $0 \leq \alpha \leq 1$. Los subsecuentes vectores de probabilidad π_1, π_2, \dots son

$$\begin{aligned} \pi^0 &= (\alpha, 1 - \alpha) \\ \pi^1 &= (1 - \alpha, \alpha) \\ \pi^2 &= (\alpha, 1 - \alpha) \\ \pi^3 &= (1 - \alpha, \alpha) \\ &\vdots \end{aligned}$$

que claramente no es convergente, pues tiene un comportamiento oscilatorio, a menos que $\alpha = 1/2$.

Antes de encontrar condiciones bajo las cuales la sucesión de distribuciones de probabilidad definidas por (3.5) es convergente, estudiaremos a continuación el caso particular cuando la distribución inicial no cambia al ser multiplicada por la derecha por \mathbf{P} . A tales distribuciones se les llama estacionarias o invariantes en el tiempo

2.9 Distribuciones Estacionarias

Definición 2.23 Una distribución de probabilidad $\pi = (\pi_0, \pi_1, \dots)$ es estacionaria o invariante para una cadena de Markov con matriz de probabilidades de transición \mathbf{P} si

$$\pi_j = \sum_i \pi_i p_{ij}$$

En términos matriciales, la distribución de probabilidad π es estacionaria si $\pi = \pi\mathbf{P}$. Esta identidad tiene como consecuencia el hecho de que para cualquier número natural n se cumpla que $\pi = \pi\mathbf{P}^n$, es decir, π es también una distribución estacionaria para la matriz \mathbf{P}^n . Esto significa que si la variable aleatoria inicial X_0 tiene esa distribución π , entonces la distribución de X_n también es π pues $P(X_n = j) = \sum_i \pi_i p_{ij}^{(n)} = \pi_j$, es decir, esta distribución no cambia con el paso del tiempo y por ello es que se le llama estacionaria o invariante. Observe que el vector de ceros cumple la condición $\pi = \pi\mathbf{P}$, sin embargo no corresponde a una distribución de probabilidad. Los siguientes ejemplos muestran que las distribuciones estacionarias pueden no ser únicas y pueden incluso no existir.

■ EJEMPLO 2.41 Existencia Múltiple

Considere una cadena de Markov sobre el conjunto de estados $\{0, 1, 2\}$ con probabilidades de transición dada por la siguiente matriz

$$P = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Es fácil probar que el vector $\pi = (1 - \alpha, 0, \alpha)$ satisface el sistema de ecuaciones $\pi = \pi\mathbf{P}$ para cada $\alpha \in [0, 1]$. Existen entonces una infinidad de distribuciones estacionarias para esta cadena. Observe que el vector $(1 - \alpha, 0, \alpha)$ se puede escribir como la combinación lineal $(1 - \alpha)(1, 0, 0) + \alpha(0, 0, 1)$.

■ EJEMPLO 2.42 No existencia

Para la caminata aleatoria simétrica simple sobre \mathbb{Z} no existe ninguna distribución estacionaria pues la condición $\pi = \pi\mathbf{P}$ se traduce en el sistema de ecuaciones

$$\pi_j = \frac{1}{2}\pi_{j-1} + \frac{1}{2}\pi_{j+1}, \quad j \in \mathbb{Z}$$

o bien $\pi_{j+1} - \pi_j = \pi_j - \pi_{j-1}$. Más explícitamente, iniciando con la identidad $\pi_1 - \pi_0 = \pi_1 - \pi_0$, y escribiendo algunas de estas diferencias en términos de la

diferencia $\pi_1 - \pi_0$ se encuentra que

$$\begin{aligned}\pi_1 - \pi_0 &= \pi_1 - \pi_0 \\ \pi_2 - \pi_1 &= \pi_1 - \pi_0 \\ \pi_3 - \pi_2 &= \pi_1 - \pi_0 \\ &\vdots \\ \pi_n - \pi_{n-1} &= \pi_1 - \pi_0\end{aligned}$$

Sumando estas n ecuaciones se llega a que para todo entero $n \geq 1$,

$$\pi_n - \pi_0 = n(\pi_1 - \pi_0)$$

El lado izquierdo es acotado pues es la diferencia de dos probabilidades mientras el lado derecho crece sin límite cuando n es grande, a menos que $\pi_1 - \pi_0 = 0$. Esto demuestra que todas las diferencias $\pi_j - \pi_{j-1}$ con $j \in \mathbb{Z}$ son cero, y por lo tanto π_j es constante para cualquier valor de j . Es decir, el vector constante es la solución del sistema de ecuaciones en las diferencias planteadas, por ello es incompatible con la condición $\sum_j \pi_j = 1$. Por lo tanto no existe ninguna distribución de probabilidad π que cumpla la igualdad $\pi = \pi \mathbf{P}$ para esta cadena.

■ EJEMPLO 2.43 Existencia Única

La cadena de Markov de dos estados dada por la matriz

$$P = \begin{pmatrix} 1-a & a \\ b & 1-b \end{pmatrix}$$

tiene una única distribución estacionaria dada por

$$\pi = (\pi_0, \pi_1) = \left(\frac{b}{a+b}, \frac{a}{a+b} \right)$$

cuando $a + b > 0$.

Con base en los ejemplos anteriores haremos algunas observaciones sobre las distribuciones estacionarias. Primeramente observe que para encontrar una posible distribución estacionaria de una cadena con matriz \mathbf{P} , un primer método consiste en resolver el sistema de ecuaciones $\pi = \pi \mathbf{P}$, sujeto a la condición $\sum_j \pi_j = 1$. Por otro lado, suponga que π y π' son dos distribuciones estacionarias distintas para una matriz \mathbf{P} . Entonces la combinación lineal convexa $\alpha\pi + (1 - \alpha)\pi'$, para $\alpha \in [0, 1]$, también es una distribución estacionaria pues

$$(\alpha\pi + (1 - \alpha)\pi')\mathbf{P} = \alpha\pi\mathbf{P} + (1 - \alpha)\pi'\mathbf{P} = \alpha\pi + (1 - \alpha)\pi'$$

Por lo tanto, si existen dos distribuciones estacionarias distintas para una cadena, entonces existe una infinidad de ellas. Esto demuestra que el conjunto de distribuciones estacionarias es un conjunto convexo. Tomando en cuenta las observaciones anteriores y de acuerdo a los ejemplos mostrados, sólo hay tres situaciones sobre la existencia de distribuciones

estacionarias para una cadena de Markov cualquiera: no existe ninguna distribución estacionaria, existe una distribución estacionaria y es única, o existe una infinidad de distribuciones estacionarias. Dadas estas consideraciones, es natural plantearse el problema de encontrar condiciones necesarias y suficientes para que una cadena tenga alguna distribución estacionaria. Primeramente demostraremos que cuando existe una distribución estacionaria, ésta tiene como soporte el conjunto de estados recurrentes positivos.

Proposición 2.4 (Soporte de una distribución estacionaria) *Sea π una distribución estacionaria para una cadena de Markov. Si j es un estado transitorio o recurrente nulo, entonces $\pi_j = 0$.*

En particular, si $\pi_j > 0$, entonces j es un estado recurrente positivo. Esto es una consecuencia inmediata del resultado anterior y para ello puede usarse un argumento por contradicción. Por otro lado, la proposición también nos ayuda a corroborar nuevamente, por ejemplo, que una caminata aleatoria simétrica simple no tiene distribución estacionaria, pues se trata de una cadena cuyos estados son todos recurrentes nulos y por lo tanto $\pi_j = 0$ para cualquier valor entero de j . Se presenta a continuación una solución al problema de encontrar condiciones suficientes que garanticen la existencia y unicidad de la distribución estacionaria.

Proposición 2.5 (Existencia y unicidad de la distribución estacionaria) *Toda cadena de Markov que es irreducible y recurrente positiva tiene una única distribución estacionaria dada por*

$$\pi_j = \frac{1}{\mu_j} > 0$$

en donde μ_j es el tiempo medio de recurrencia del estado j . En particular, toda cadena finita e irreducible tiene una única distribución estacionaria.

■ EJEMPLO 2.44

La cadena de Markov de dos estados es finita e irreducible cuando $a + b > 0$, y por lo tanto es recurrente positiva. Por la Proposición anterior existe una única distribución estacionaria para esta cadena. Resolviendo el sistema de ecuaciones $\pi = \pi\mathbf{P}$ para $\pi = (\pi_0, \pi_1)$ con $\pi_0 + \pi_1 = 1$, se encuentra que

$$(\pi_0, \pi_1) = \left(\frac{b}{a+b}, \frac{a}{a+b} \right)$$

Como otra aplicación de la proposición anterior encontramos nuevamente que, sin hacer cálculos mayores, los tiempos medios de recurrencia son

$$(\mu_0, \mu_1) = \left(\frac{1}{\pi_0}, \frac{1}{\pi_1} \right) = \left(\frac{a+b}{b}, \frac{a+b}{a} \right)$$

■ EJEMPLO 2.45

La cadena de racha de éxitos, aunque no es finita, es irreducible y recurrente positiva. Por lo tanto tiene una única distribución estacionaria dada por la distribución

geométrica con parámetro $1 - p$, es decir el sistema de ecuaciones $\pi = \pi \mathbf{P}$ juntos con $\sum_j \pi_j = 1$ tiene como única solución la distribución

$$\pi_j = (1 - p)p^j, \quad j = 0, 1, 2, \dots$$

Como consecuencia de la proposición anterior, se resuelve un problema difícil de manera inmediata: los tiempos medios de recurrencia para cada uno de los estados de esta cadena son

$$\mu_j = \frac{1}{\pi_j} = \frac{1}{(1 - p)p^j}, \quad j = 0, 1, 2, \dots$$

En particular, $\mu_0 = 1/(1 - p)$. esto confirma los cálculos realizados para μ_0 a partir de la fórmula $\mu_0 = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{00}^{(n)}$.

2.10 Distribución Límite

Como hemos mencionado antes, toda matriz de probabilidades de transición \mathbf{P} determina una sucesión de distribuciones de probabilidad π^0, π^1, \dots sobre el espacio de estados, dada por

$$\pi^n = \pi^{n-1} \mathbf{P} = \pi^0 \mathbf{P}^n, \quad n \geq 1 \quad (2.4)$$

Bajo ciertas condiciones tal sucesión es convergente a una distribución de probabilidad límite π . Imaginemos por ahora que tal es el caso y supongamos entonces que

$$\pi = \lim_{n \rightarrow \infty} \pi^n$$

Examinaremos algunas propiedades de esta distribución límite. Tomando el límite cuando $n \rightarrow \infty$ en las dos igualdades de (3.10) se tiene que

$$\pi = \pi \mathbf{P} \quad (2.5)$$

y

$$\pi = \pi^0 \left(\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^n \right) \quad (2.6)$$

Estas igualdades revelan varias cosas. Primero, la supuesta distribución límite es una distribución estacionaria, (??). Segundo, la distribución límite no depende de la distribución inicial, pues nuevamente la igualdad (??) indica que π se determina a través de la ecuación (??). Tercero, la distribución límite está dada por el límite de las potencias de \mathbf{P} , (??). Cuarto, a partir de (??), el límite de las potencias de \mathbf{P} es una matriz con todos sus renglones idénticos, siendo este renglón la distribución límite. En esta sección se establecen condiciones para obtener rigurosamente estos resultados.

Definición 2.24 Considere una cadena de Markov con matriz de probabilidades de transición \mathbf{P} y distribución inicial π^0 . Se llama distribución límite de esta cadena al vector

$$\pi = \lim_{n \rightarrow \infty} \pi^0 \mathbf{P}^n = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^{\infty} \pi_i^0 p_{ij}^{(n)}$$

Esta convergencia significa que, en corridas grandes ($n \rightarrow \infty$), la probabilidad de que la cadena de Markov se encuentre en el estado j es aproximadamente π_j y no importa del estado del que venga.

▣ EJEMPLO 2.46

Consideremos la siguiente matriz de transición

$$P = \begin{pmatrix} 0.33 & 0.67 \\ 0.75 & 0.25 \end{pmatrix}$$

Veamos lo que ocurre con la matriz P a medida que aumenta el valor de n .

$$\begin{array}{l} \mathbf{P}^2 = \begin{pmatrix} 0.6114 & 0.3886 \\ 0.4350 & 0.5650 \end{pmatrix} \\ \mathbf{P}^4 = \begin{pmatrix} 0.5428 & 0.4572 \\ 0.5117 & 0.4883 \end{pmatrix} \\ \mathbf{P}^6 = \begin{pmatrix} 0.5307 & 0.4693 \\ 0.5253 & 0.4747 \end{pmatrix} \end{array} \quad \begin{array}{l} \mathbf{P}^3 = \begin{pmatrix} 0.4932 & 0.5068 \\ 0.5673 & 0.4327 \end{pmatrix} \\ \mathbf{P}^5 = \begin{pmatrix} 0.5220 & 0.4780 \\ 0.5350 & 0.4560 \end{pmatrix} \\ \mathbf{P}^7 = \begin{pmatrix} 0.5271 & 0.4729 \\ 0.5294 & 0.4706 \end{pmatrix} \end{array}$$

Se puede notar que para $n = 7$ los valores de las probabilidades de transición en cada columna están muy cercanos, lo cual indica que, por ejemplo la probabilidad de estar en el estado E_0 es aproximadamente 0.52 (se verá más adelante que es 0.5282) independientemente de si estaba en el estado E_0 o E_1 . Lo mismo se aprecia con E_1 .

Observe que el vector límite π en la definición anterior podría no ser una distribución de probabilidad verdadera, a pesar de esto mantendremos dicho término en la definición. Como se ha mencionado, toda posible distribución límite es estacionaria pero el recíproco es en general falso, como se ilustra en el siguiente ejemplo.

▣ EJEMPLO 2.47

Es inmediato comprobar que la distribución $(1/2, 1/2)$ es estacionaria para la cadena con matriz

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

Sin embargo las potencias de P no convergen, pues para cualquier $n \geq 0$

$$P^{2n+1} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \quad P^{2n} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

El siguiente resultado es válido para espacios de estados finitos o infinitos, y establece que si el límite de las probabilidades $p_{ij}^{(n)}$, cuando $n \rightarrow \infty$, existen y no dependen de i , entonces la distribución límite podría ser una distribución estacionaria. Esto es solamente una posibilidad, pues los límites podrían ser todos cero. En el caso finito, sin embargo, demostraremos que tales límites conforman una distribución de probabilidad verdadera.

Proposición 2.6 Considere una cadena de Markov con probabilidades de transición p_{ij} tales que los límites $\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)}$ existen para cada j , y no dependen del estado i . Entonces

1. $\sum_j \pi_j \leq 1$
2. $\pi_j = \sum_i \pi_i p_{ij}$

Ahora se establecen condiciones suficientes para que exista el límite de las probabilidades de transición cuando el número de pasos n crece a infinito. Este resultado es una especie de recíproco del resultado anterior, pues supone la existencia de una distribución estacionaria para concluir que los límites de las probabilidades existen.

Teorema 2.15 (Convergencia a la distribución estacionaria) *Considere una cadena de Markov que es:*

- a) irreducible,
- b) aperiódica, y
- c) con distribución estacionaria π

Entonces para cualesquiera estados i y j , $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)} = \pi_j$

■ EJEMPLO 2.48

Encontrar la distribución límite de una cadena de Markov cuya matriz de transición es

$$\begin{array}{c} E_0 \quad E_1 \quad E_2 \\ E_0 \begin{pmatrix} 0.40 & 0.50 & 0.10 \end{pmatrix} \\ E_1 \begin{pmatrix} 0.05 & 0.70 & 0.25 \end{pmatrix} \\ E_2 \begin{pmatrix} 0.05 & 0.50 & 0.45 \end{pmatrix} \end{array}$$

Solución: Las ecuaciones que determinan la distribución límite son:

$$0.40\pi_0 + 0.05\pi_1 + 0.05\pi_2 = \pi_0 \quad (2.7)$$

$$0.50\pi_0 + 0.70\pi_1 + 0.50\pi_2 = \pi_1 \quad (2.8)$$

$$0.10\pi_0 + 0.25\pi_1 + 0.45\pi_2 = \pi_2 \quad (2.9)$$

$$\pi_0 + \pi_1 + \pi_2 = 1 \quad (2.10)$$

Recordemos que una de las ecuaciones anteriores es redundante. Por lo tanto dejando la tercera ecuación por fuera y resolviendo el sistema de ecuaciones se obtiene

- $\pi_0 = \frac{1}{13}$
- $\pi_1 = \frac{5}{8}$
- $\pi_2 = \frac{31}{104}$

Teorema 2.16 (Convergencia para cadenas de Markov) *Considere una cadena de Markov que es:*

- a) irreducible,
- b) aperiódica, y

c) recurrente positiva

Entonces las probabilidades límite $\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)}$ existe, y están dadas por $\pi_j = 1/\mu_j$, y constituyen la única solución al sistema de ecuaciones

$$\pi_j = \sum_i \pi_i p_{ij}$$

sujeto a las condiciones $\pi_j \geq 0$ y $\sum_j \pi_j = 1$