

Punto 1

1. Sea $(X_n)_n$ un proceso de ramificación con distribución de reproducción $\mu \sim \text{Geo}(p)$. Construir la matriz (generalizada) de transición.

Recordemos que si tenemos la matriz de transición Π , entonces $\Pi(i, j) = P(X_{n+1} = j | X_n = i) \quad \forall n \in \mathbb{N}$.

Sea $X_n = i$, definimos la matriz de transición generalizada de $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ la siguiente forma:

$$\forall j \in \mathbb{N}, \quad \Pi(i, j) = \sum_{k=1}^i P(\theta_k = j) \quad \text{y} \quad \theta_k \sim \text{Geo}(p) \quad \text{pero} \quad \sum_{i=1}^n \text{Geo}(p) \sim \text{Binomial Negativa}(n, p)$$

Por lo que nos queda, $\Pi(i, j) = P(\hat{\theta}_i = j)$ donde $\hat{\theta} \sim \text{Binomial Negativa}(i, p)$

$$\Rightarrow \Pi(i, j) = P(\hat{\theta}_i = j) = \binom{j+i-1}{j} (1-p)^i p^j$$

2. Sea $(X_n)_n$ un proceso de ramificación con distribución de reproducción $\mu \sim p \cdot \delta_0 + (1-p) \cdot \delta_2$. Construir la matriz (generalizada) de transición.

Primero note que al μ solo tomar los valores de 0 y 2, y como cada X_n es una suma de variables i.i.d $\sim \mu$ entonces, en este proceso $S = 2\mathbb{N}$ ^{→ Pares.} (sin contar el caso base trivial $X_0 = 1$)

Sea $X_n = i$, y $i \in 2\mathbb{N}$. y $j \in 2\mathbb{N}$, considere $\{X_{n+1} = j | X_n = i\}$

Por definición $X_{n+1} \sim \sum_{k=1}^i \theta_k$, y $\theta_k \sim \mu$ i.i.d. Esto implica que X_{n+1} es a lo sumo $X_{n+1} = \sum_{k=1}^i 2 = 2 \cdot i$

Por lo que $P(X_{n+1} = j | X_n = i) = 0$ si $j > 2i$. Por otro lado si $0 \leq j \leq 2i$, la suma anterior se vuelve una suma i.i.d de Bernoulli donde 0 es éxito con probabilidad p y 2 fracaso con $(1-p)$

Pero suma i.i.d de Bernoulli(p) $\sim \text{Binomial}(n, p)$. Por lo que para $j \leq 2i$ $\sum_{k=1}^i \theta_k \sim \text{Binomial}(i, p)$

Entonces, la matriz de transición generalizada nos queda como:

$$\Pi(i, j) = \begin{cases} 0 & \text{si } j > 2i \\ \binom{i}{i-j/2} p^{i-j/2} (1-p)^{j/2} & \text{donde } j/2 \text{ es el \# de fracasos (veces que sale 2)} \end{cases}$$

Punto 2.

2)

1. Sea $(Z_n)_n$ una sucesión i.i.d. con $Z_n \sim \sum_{i \in \mathbb{N}} p_i \delta_i$. Mostrar que la sucesión de los máximos es una

2)

1. Sea $(Z_n)_n$ una sucesión i.i.d. con $Z_n \sim \sum_{i \in \mathbb{N}} p_i \delta_i$. Mostrar que la sucesión de los máximos es una cadena de Markov. Construir la matriz de transición.

Para que lo anterior funcione, partimos de la suposición de que $\forall n \in \mathbb{N}, \sum_{i=1}^{\infty} p_i = 1$. (con $0 \notin \mathbb{N}$).

Sea $M_n := \max(Z_1, \dots, Z_n)$

$IP(M_{n+1} | M_n = i_n, M_{n-1} = i_{n-1}, \dots, Z_1 = i_1) \doteq i_1, \dots, i_n \in \mathbb{N}$. Claramente $i_1 \leq i_2 \leq \dots \leq i_n$.

es decir que $\max(Z_{n+1}, i_n, \dots, i_1) = \max(Z_{n+1}, i_n)$

por ende $IP(M_{n+1} | M_n = i_n, M_{n-1} = i_{n-1}, \dots, Z_1 = i_1) = IP(\max(Z_{n+1}, i_n, \dots, i_1)) = IP(\max(Z_{n+1}, i_n))$

$= IP(M_{n+1} | M_n = i_n)$.

Además, note que $IP(M_{n+1} = i_{n+1} | M_n = i_n) = \begin{cases} 0 & \text{si } i_{n+1} < i_n \\ \sum_{j=1}^{i_n} p_j & \text{si } i_{n+1} = i_n \\ p_{i_{n+1}} & \text{si } i_{n+1} > i_n \end{cases}$ Vemos que esta distribución es independiente de M_n y M_{n+1}

y es exactamente igual si fuésemos $IP(M_2 = i_{m1} | M_1 = i_n) = \begin{cases} 0 & \text{si } i_{m1} < i_n \\ \sum_{j=1}^{i_n} p_j & \text{si } i_{m1} = i_n \\ p_{i_{m1}} & \text{si } i_{m1} > i_n \end{cases}$

Esto implica que $(M_n)_{n \in \mathbb{N}}$ es una Cadena de Markov, con matriz de transición dada por la anterior probabilidad

$$\doteq \pi(i, j) = \begin{cases} 0 & \text{si } j < i \\ \sum_{k=1}^j p_k & \text{si } j = i \\ p_j & \text{si } j > i. \end{cases}$$

| | 1 | 2 | 3 | 4 | | |
|---|-------|-------------|-------------------|-------------------------|-------|-----|
| 1 | p_1 | p_1 | p_1 | p_1 | p_1 | ... |
| 2 | 0 | $p_1 + p_2$ | p_2 | p_2 | p_2 | ... |
| 3 | 0 | 0 | $p_1 + p_2 + p_3$ | p_3 | p_3 | ... |
| 4 | 0 | 0 | 0 | $p_1 + p_2 + p_3 + p_4$ | p_4 | ... |
| ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ |

2. Sea $S = \{1, \dots, 6\}$ una sucesión i.i.d. de tiros de un dado simétrico. Construir la matriz de transición de los máximos. Existe un único estado absorbente. ¿Cuál es el tiempo promedio de llegar a este estado absorbente? Mostrar la convergencia exponencial de las matrices de transición $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pi^n = \Pi_{\infty}$.

$$1 \leq i, j \leq 6 \\ \pi(i, j) = \begin{cases} 0 & \text{si } j < i \\ j/6 & \text{si } j = i \\ 1/6 & \text{si } j > i \end{cases}$$

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 1 | 1/6 | 1/6 | 1/6 | 1/6 | 1/6 | 1/6 |
| 2 | 0 | 1/3 | 1/6 | 1/6 | 1/6 | 1/6 |
| 3 | 0 | 0 | 1/2 | 1/6 | 1/6 | 1/6 |
| 4 | 0 | 0 | 0 | 2/3 | 1/6 | 1/6 |
| 5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 5/6 | 1/6 |
| 6 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |

el estado absorbente único de proceso es claramente 6.

Podemos construir el sistema lineal para calcular el tiempo promedio para llegar a 6. i.e. $E[T_6] = \sum_{k=1}^6 \frac{1}{6} \cdot E[T_6 | x_i = k]$

Tenemos que $h_6(k)$, con $k \in (0, \dots, 6) = E[T_6 | x_i = k] = 1 + \sum_{l=1}^5 \pi(k, l) h_6(l)$, con esto construimos el siguiente sistema lineal:

$$\stackrel{-5/6}{=} (1-1) h_6(1) + \frac{1}{6} h_6(2) + \frac{1}{6} h_6(3) + \frac{1}{6} h_6(4) + \frac{1}{6} h_6(5) = -1 \quad \text{Las soluciones de este sistema son:}$$

$$\stackrel{=-5/6}{\left(\frac{1}{6}-1\right)h_6(1)} + \frac{1}{6}h_6(2) + \frac{1}{6}h_6(3) + \frac{1}{6}h_6(4) + \frac{1}{6}h_6(5) = -1$$

$$\stackrel{=-2/3}{\left(\frac{1}{3}-1\right)h_6(2)} + \frac{1}{6}h_6(3) + \frac{1}{6}h_6(4) + \frac{1}{6}h_6(5) = -1$$

$$\stackrel{=-1/2}{\left(\frac{1}{2}-1\right)h_6(3)} + \frac{1}{6}h_6(4) + \frac{1}{6}h_6(5) = -1$$

$$\stackrel{=-1/3}{\left(\frac{2}{3}-1\right)h_6(4)} + \frac{1}{6}h_6(5) = -1$$

$$\stackrel{=-1/6}{\left(\frac{5}{6}-1\right)h_6(5)} = -1$$

Las soluciones de este sistema son:

$$h_6(1) = h_6(2) = h_6(3) = h_6(4) = h_6(5) = 6.$$

Por lo tanto, el tiempo promedio para llegar al estado de absorción es $\mathbb{E}[T_6] = 6$.

• Para ver la convergencia, note que:

- La parte triangular inferior va a seguir siendo ceros para cualquier potencia n de Π
- $\forall (i,j) \in \Pi^n$ tq $(i,j) \neq (6,6)$ y $j \geq i$ (parte triangular superior incluyendo diag principal sin $(6,6)$)

Para todo $n \in \mathbb{N}$ $(i,j) = \sum_{k=1}^6 \Pi^n p_j$ donde $p_j \in \{1/6, 1/3, 1/2, 2/3, 5/6\}$

Pero $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^6 \Pi^n p_j = 0$ porque $0 < p_j < 1$. entonces, $(i,j) = 0 \quad \forall (i,j) \in \lim_{n \rightarrow \infty} \Pi^n$ tq $(i,j) \neq (6,6)$

• Para todo $n \in \mathbb{N}$, $\Pi^n(6,6) = [0, 0, 0, 0, 0, 1] \begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \\ p_4 \\ p_5 \\ 1 \end{bmatrix} = 1$

• Entonces $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pi^n(i,j) =$

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |

3. ¿Este enunciado sigue vigente si $(Z_n)_{n \in \mathbb{N}}$ está remplazado por una cadena de Markov con valores en $S = \mathbb{N}$? Demuéstrelo o construya un contraejemplo.

En el caso de $S = \mathbb{N}$ aplicaría las probabilidades de transición hallados en el punto 2.1. Claramente, para

Cualquier estado del máximo hay una probabilidad mayor a 0 de que el siguiente estado sea diferente, i.e., mayor.

Por ende no hay estado de absorción si $S = \mathbb{N} \Rightarrow$ el enunciado anterior NO aplica.

Un contraejemplo sencillo es, $Z_n \sim \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{2}\right)^i \delta_i$, sea $M_n = \max(Z_n, \dots, Z_1)$

Un contraejemplo sencillo es, $Z_n \sim \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{2}\right)^i \delta_i$, sea $M_n = \max(Z_n, \dots, Z_1)$

$$\text{si } M_n = k \rightarrow \mathbb{P}(M_{n+1} = k \mid M_n = k) = \mathbb{P}(M_{n+1} \neq k \mid M_n = k) = \sum_{i=k+1}^n \left(\frac{1}{2}\right)^i > 0 \text{ y converge a } 1 - \sum_{i=1}^k \left(\frac{1}{2}\right)^i$$

\Rightarrow No hay estados de absorción.

Punto 3

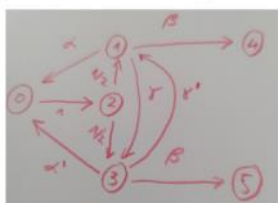
3) Sea $(X_n)_n$ una cadena de Markov con valores en \mathbb{S} discreto y \mathbb{S}' un conjunto discreto. Sea $f: \mathbb{S} \rightarrow \mathbb{S}'$ inyectivo, entonces $Y_n := f(X_n)$ es una cadena de Markov con valores en \mathbb{S}' . Construir un contraejemplo para f no inyectivo.

$Y := f(X_n)$ al ser f inyectivo se puede ver simplemente como un cambio de 'etiqueta' de los estados, pero que conserva el mecanismo aleatorio subyacente que le da la Markovianidad al proceso. De hecho Y_n puede verse como un elemento del grupo de permutaciones de X_n .

$$\begin{aligned} \rightarrow \mathbb{P}(Y_{n+1} = f(i_{n+1}) \mid Y_n = f(i_n), \dots, Y_1 = f(i_1)) &= \mathbb{P}(X_{n+1} = i_{n+1} \mid X_n = i_n, \dots, X_1 = i_1) = \mathbb{P}(X_{n+1} = i_{n+1} \mid X_n = i_n) \\ &= \mathbb{P}(Y_{n+1} = f(i_{n+1}) \mid Y_n = f(i_n)) \end{aligned}$$

Punto 4

4) Sea $\mathbb{S} = \{0, 1, 2, 3, 4, 5\}$ y Π es la matriz de transición dado por



de una cadena de Markov $(Z_n)_{n \in \mathbb{N}}$

1. Obviamente el conjunto que incluye a todos los estados absorbentes es $A = \{4, 5\}$. Construir los sistemas lineales para encontrar

$$g_4(k) = \mathbb{P}(Z_{T_A} = 4 \mid Z_0 = k)$$

y

$$g_5(k) = \mathbb{P}(Z_{T_A} = 5 \mid Z_0 = k)$$

en dependencia de $\alpha, \alpha', \beta, \gamma, \gamma'$.

Recuerda que:

$$a_n(k) = \sum \Pi(k, m) \cdot g_n(m).$$

en dependencia de $\alpha, \alpha', \beta, \gamma, \gamma'$.

Recuerde que:

$$g_\ell(k) = \sum_{m \in S} \Pi(k, m) \cdot g_\ell(m).$$

Entonces:

$g_4(k)$:

$$g_4(0) = g_4(2)$$

$$g_4(1) = \alpha g_4(0) + \gamma g_4(3) + \beta$$

$$g_4(2) = \frac{1}{2} g_4(1) + \frac{1}{2} g_4(3)$$

$$g_4(3) = \alpha' g_4(0) + \gamma' g_4(1)$$

$$g_4(4) = 1, \quad g_4(5) = 0$$

Tiene solución dada por:

$$g_4(0) = \frac{(-\gamma' - 1) \cdot \beta}{\alpha' + \gamma\alpha + \alpha + \alpha'\gamma + 2\gamma'\gamma - 2}$$

$$g_4(1) = \frac{(\alpha' - 2) \beta}{\alpha' + \gamma\alpha + \alpha + \alpha'\gamma + 2\gamma'\gamma - 2}$$

$$g_4(2) = \frac{(-\gamma' - 1) \beta}{\alpha' + \gamma\alpha + \alpha + \alpha'\gamma + 2\gamma'\gamma - 2}$$

$$g_4(3) = \frac{(-\alpha' - 2\gamma') \cdot \beta}{\alpha' + \gamma\alpha + \alpha + \alpha'\gamma + 2\gamma'\gamma - 2}$$

$g_5(k)$:

$$g_5(0) = g_5(2)$$

$$g_5(1) = \alpha g_5(0) + \gamma g_5(3)$$

$$g_5(2) = \frac{1}{2} g_5(1) + \frac{1}{2} g_5(3)$$

$$g_5(3) = \alpha' g_5(0) + \gamma' g_5(1) + \beta$$

$$g_5(4) = 0, \quad g_5(5) = 0$$

Que tiene solución:

$$g_5(0) = \frac{(-\gamma - 1) \beta}{\alpha' + \gamma\alpha + \alpha + \alpha'\gamma + 2\gamma'\gamma - 2}$$

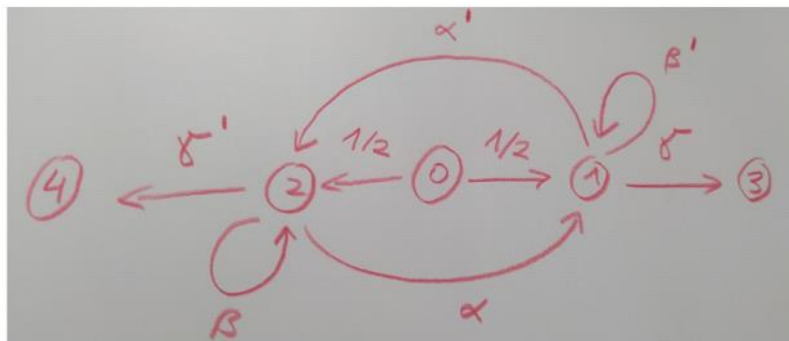
$$g_5(1) = \frac{(-\alpha - 2\gamma) \beta}{\alpha' + \gamma\alpha + \alpha + \alpha'\gamma + 2\gamma'\gamma - 2}$$

$$g_5(2) = \frac{(-\gamma - 1) \beta}{\alpha' + \gamma\alpha + \alpha + \alpha'\gamma + 2\gamma'\gamma - 2}$$

$$g_5(3) = \frac{(\alpha - 2\gamma) \beta}{\alpha' + \gamma\alpha + \alpha + \alpha'\gamma + 2\gamma'\gamma - 2}$$

Punto 5.

5) Sea $S = \{0, 1, 2, 3, 4\}$ y Π es la matriz de transición dado por



de una cadena de Markov $(Z_n)_{n \in \mathbb{N}}$

1. Obviamente el conjunto que incluye a todos los estados absorbentes es $A = \{4, 5\}$. Construir los sistemas lineales para encontrar

$$g_2(k) = \mathbb{P}(Z_{T_A} = 3 \mid Z_0 = k)$$

y

$$g_3(k) = \mathbb{P}(Z_{T_A} = 2 \mid Z_0 = k)$$

en dependencia de $\alpha, \alpha', \beta, \beta', \gamma, \gamma'$.

Armamos los sistemas lineales para hallar g_3 y g_4 no g_1 y g_2 , ya que $\{2, 3\} \notin A$, $A = \{3, 4\}$

Para esto recuerde que si tenemos $i \in A, k \in S, \Rightarrow g_i(k) = \sum_{m \in S} \pi(k, m) g_i(m)$

g_3

$$g_3(0) = \frac{1}{2} g_3(1) + \frac{1}{2} g_3(2) \quad \Leftrightarrow \quad \frac{1}{2} g_3(1) + \frac{1}{2} g_3(2) - g_3(0) = 0$$

$$g_3(1) = \alpha' g_3(2) + \beta' g_3(1) + \gamma \quad \Leftrightarrow \quad (1 - \beta') g_3(1) - \alpha' g_3(2) = \gamma$$

$$g_3(2) = \alpha g_3(1) + \beta g_3(2) \quad \Leftrightarrow \quad \alpha g_3(1) + (\beta - 1) g_3(2) = 0$$

$$g_3(3) = 1 \quad \Leftrightarrow \quad g_3(3) = 1$$

$$g_3(4) = 0 \quad \Leftrightarrow \quad g_3(4) = 0$$

Resolviendo este sistema nos queda:

$$g_3(0) = \frac{1}{2} \cdot \frac{\gamma(1 - \beta + \alpha)}{\beta' + \alpha\alpha' - \beta'\beta + \beta - 1}$$

$$g_3(1) = \frac{\gamma(1 - \beta)}{\beta' + \alpha\alpha' - \beta'\beta + \beta - 1}$$

$$g_3(2) = \frac{\gamma\alpha}{\beta' + \alpha\alpha' - \beta'\beta + \beta - 1}$$

g_4 .

$$-g_4(0) + \frac{1}{2} g_4(1) + \frac{1}{2} g_4(2) = 0.$$

$$(\beta' - 1) g_4(1) + \alpha' g_4(2) = 0$$

$$\alpha g_4(1) + (\beta - 1) g_4(2) = -\sigma$$

$$g_4(3) = 0$$

$$g_4(4) = 1$$

Solucionando el sistema, nos queda.

$$g_4(0) = \frac{1}{2} \cdot \frac{\sigma(\alpha' + 1 - \beta')}{\beta' + \alpha'\alpha - \beta'\beta + \beta - 1}$$

$$g_4(1) = \frac{\alpha' \sigma}{\beta' + \alpha'\alpha - \beta'\beta + \beta - 1}$$

$$g_4(2) = \frac{\sigma(1 - \beta')}{\beta' + \alpha'\alpha - \beta'\beta + \beta - 1}$$

3. ¿Cuál es el efecto de arrancar en 1 y 2 en vez de 0?

4. ¿Cuál relación tienen que satisfacer los parámetros para que

$$g_2(0) = g_3(0) \quad ?$$

Para que $g_3(0) = g_4(0)$,

$$\sigma(1 - \beta + \alpha) = \sigma'(1 - \beta' + \alpha')$$

$$\frac{\sigma}{\sigma'} = \frac{1 - \beta' + \alpha'}{1 - \beta + \alpha}$$

5. Construir los sistemas lineales para encontrar

$$h_3(k) = \mathbb{E}[T_{\{3\}} \mid Z_0 = k],$$

$$h_4(k) = \mathbb{E}[T_{\{4\}} \mid Z_0 = k]$$

y

$$h_{3,4}(k) = \mathbb{E}[T_{\{3,4\}} \mid Z_0 = k]$$

en dependencia de $\alpha, \alpha', \beta, \beta', \gamma, \gamma'$.

$h_3(k)$:

$$h_3(0) = 1 + \frac{1}{2} h_3(1) + \frac{1}{2} h_3(2)$$

$$h_3(1) = 1 + \beta' h_3(1) + \alpha' h_3(2)$$

$$h_3(2) = 1 + \beta h_3(2) + \alpha h_3(1)$$

$h_4(k)$:

$$h_4(0) = 1 + \frac{1}{2} h_4(1) + \frac{1}{2} h_4(2)$$

$$h_4(1) = 1 + \beta' h_4(1) + \alpha' h_4(2)$$

$$h_q(2) = 1 + B h_q(2) + \alpha h_q(1)$$

Note que los sistemas tienen coeficientes idénticos, esto es claro si vemos de donde salen:

$$h_A(k) = 1 + \sum_{\ell=0}^r \Pi(k, \ell) h_A(\ell) \quad \text{donde } A \text{ es un elemento del conjunto de estados de absorción.}$$

los coeficientes $\Pi(k, \ell)$ no dependen de A . \Rightarrow serán

6. Resolver el sistema de manera explícita e interpretar los dos resultados. En particular, analizar el efecto de la asimetría $|\alpha - \alpha'|$ sobre $h_3(0)$, $h_4(0)$ y $h_{4,5}(0)$, si se congelan todos los otros parámetros. Adicionalmente, analizar el efecto de la asimetría $|\gamma - \gamma'|$ sobre $g_3(0)$ y $g_4(0)$, si se congelan todos los otros parámetros.

Al ser los coeficientes de los sistemas iguales las soluciones también serán iguales:

entonces, la solución es:

$$h_3(0) = h_4(0) = \frac{1 - \alpha' + 3B' + 2\alpha'\alpha - \alpha - 2B'B + 3B' - 4}{2(B' + \alpha'\alpha - B'B + B - 1)}$$

$$h_3(1) = h_4(1) = \frac{-\alpha' + B - 1}{B' + \alpha'\alpha - B'B + B - 1}$$

$$h_3(2) = h_4(2) = \frac{B' - \alpha - 1}{B' + \alpha'\alpha - B'B + B - 1}$$

7. ¿Cuál relación tienen que satisfacer los parámetros para que

$$h_2(0) = h_3(0) \quad ?$$

Ya que 2 no es estado de absorción, Supondré que se refiere a $h_3(0) = h_4(0)$

En este caso, como se mencionó previamente, siempre son iguales.

8. ¿Cuál es el efecto de arrancar en los estados "internos" 1 y 2 en vez de 0?