Cadenas de Markov a tiempo continuo

Objetivo: generalizar la noción de cadenas de Markov discretas en espacio de estados discreto, y definidas sobre un parámetro continuo.

Es decir, lo mínimo que buscamos es estudiar procesos $X = \{X_t \ ; \ t \geq 0\}$ con valores en un conjunto discreto E, que satisfagan la propiedad de Markov:

$\forall \quad 0 \leq t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_n < s < t < \infty \quad$ y $\quad x_0, \dots, x_n, x, y \in E,$

$$\mathbb{P}[X_t = y \mid X_s = x, X_{t_0} = x_0, \dots, X_{t_n} = x_n] = \mathbb{P}[X_t = y \mid X_s = x]. \quad \circledast$$

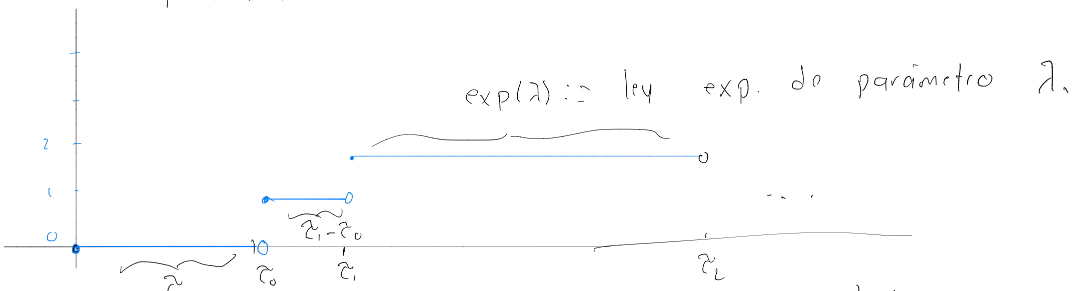
Ejemplo fundamental:

$X = N = \{N_t \ ; \ t \geq 0\}$ es un proceso Poisson.

$E = \mathbb{N}_0 = \mathbb{N} \cup \{0\}$. La propiedad $\circledast$ se satisface por su curso de semestres pasados.

Construcción de un proceso Poisson de parámetro $\lambda > 0$.

trayectoria de N:



Construcción de un proceso de saltos $X = \{X_t \,;\, t \geq 0\}$. con valores E:

Sea $x_0, x_1, x_2, \ldots \in E$ $\quad \tau_0 < \tau_1 < \tau_2 \ldots \in \mathbb{R}_+$

i) Empieza en x_0 $(X_0 = x_0)$

ii) Esperamos un tiempo τ_0, y luego X "salta" a otro estado.
(Voy a permitir que $\tau_0 = \infty$, en cuyo caso, X permanece en x_0 siempre.
Si $\tau_0 < \infty$, voy al paso iii)

iii) Salto al estado x_1 en el tiempo τ_0

iii) Esperamos un tiempo $\tau_1 - \tau_0$, y luego X "salta" a otro estado.
(Voy a permitir que $\tau_1 = \infty$, en cuyo caso, X permanece en x_1 siempre.
Si $\tau_1 < \infty$, voy al paso siguiente.

⋮

n) Procedemos inductivamente.

Formalmente, estamos definiendo:

$$X_t = \begin{cases} x_0 & \text{si} \quad 0 \leq t < \tau_0 \\ x_1 & \text{si} \quad \tau_0 \leq t < \tau_1 \\ x_2 & \text{si} \quad \tau_1 \leq t < \tau_2 \\ \vdots & \end{cases}$$

Ejemplo: # de botes de una pelota:

Supongamos que el tiempo entre el bote n y $n+1$ de un balón es de 2^{-n}. Sea $X_t = \#$ botes al tiempo t. $E = \mathbb{N}_0$

(aquí $x_0 = 0,\ x_1 = 1,\ x_2 = 2, \ldots,\ x_j = j$).

$$\tau_n = \sum_{k=0}^{n} 2^{-k} = 2 - \frac{1}{2^n} \leq 2$$

X sólo está definido en $[0, 2]$; En este caso decimos que el modelo de saltos explota. Para ajustar la def. de X, consideramos el nuevo espacio de estados $E \cup \{\infty\}$, y definamos

$$X_t = \begin{cases} x_0 & \text{si} \quad 0 \leq t < \tau_0 \\ x_1 & \text{si} \quad \tau_0 \leq t < \tau_1 \\ x_2 & \text{si} \quad \tau_1 \leq t < \tau_2 \\ \\ \infty & \text{si} \quad \lim_n \tau_n \leq t \end{cases}$$

Introduciendo estocasticidad.

Separamos E en estados que llamaremos "absorbentes" y "no absorbentes".
(Pensar en proceso Poisson como ejemplo).

a cada $x \in E$ le asocio una distribución $F_x(t)$, de una v.a. positiva. y consideramos "probabilidades de transición"

$\Pi_{x,y}$ $\quad y \in E \setminus \{x\}$, $\quad \left(\Pi_{x,y} > 0 \quad y \quad \sum_{y \in E \setminus \{x\}} \Pi_{x,y} = 1, \quad \Pi_{x,x} = 0. \right)$

La cadena salta a y con prob $\Pi_{x,y}$

(Pensar $\tau_0 \sim F_x$,) y que $\mathbb{P}[X_{\tau_0} = y] = \Pi_{x,y}$.

Supondremos que X_{τ_0} es independiente del tiempo τ_0. En particular,

$$\mathbb{P}[\tau_0 \le t, X_{\tau_0} = y \mid X_0 = x] =: \mathbb{P}_x[\tau_0 \le t, X_{\tau_0} = y] = F_{x_0}(t)\, \Pi_{x,y}.$$

Si x_0 es absorbente, haremos $X_t = x_0$ $\forall$ $t \geq \tau_0$.

Sólo si x_0 no es absorbente hacemos la transición en τ_0.

seguimos la construcción inductivamente.

Suposición: Con probabilidad 1, $\lim_{n \to \infty} \tau_n = \infty$ (caso no explosivos).

A un proceso con estas propiedades le llamaremos proceso de saltos puro.

Notación:

$\mathbb{P}_{x,y}(t) := \mathbb{P}_x[X_t = y] = \mathbb{P}[X_t = y \mid X_0 = x], \quad t > 0, \qquad x, y \in E$

$$\mathbb{P}_{x,y}(0) = \delta_{x,y} := \begin{cases} 1 & \text{si } x = y \\ 0 & \text{si } x \neq y. \end{cases}$$

Vamos a poner una ley inicial $\nu_0(x)$, $x \in E$ al valor de X_0. independiente de $\tau_0, \tau_1 - \tau_0, \tau_2 - \tau_1, \ldots,$ y de las transiciones.

Resumiendo:

- $X_0, \tau_0, \tau_1 - \tau_0, \tau_2 - \tau_1, \ldots, X_{\tau_0}, X_{\tau_1}, \ldots$ son variabes independientes.

Estamos interesados en procesos que satisfacen

$\forall \quad 0 \leq t_0 \leq t_1 \leq \ldots \leq t_n < s < t < \infty \quad$ y $\quad x_0, \ldots, x_n, x, y \in E,$

$$\mathbb{P}[X_t = y \mid X_s = x, X_{t_0} = x_0, \ldots, X_{t_n} = x_n] = \mathbb{P}[X_t = y \mid X_s = x]. = \mathbb{P}_x[X_{t-s} = y] = \mathbb{P}_{x,y}(t-s)$$

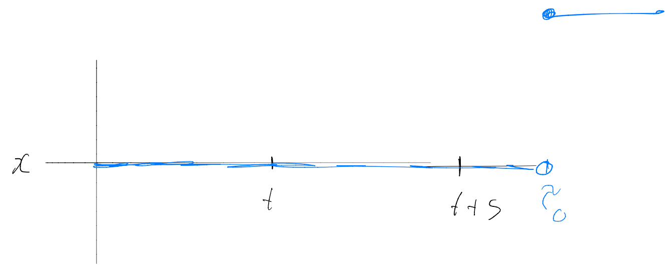
Lemma:

Si $\{X_t ; t \geq 0\}$ es un proceso de Markov de saltos puro (es decir, de saltos puros con propiedad de Markov,

y si $x \in E$ es no absorbente, entonces

$$\mathbb{P}_x[\tau_0 > t+s \mid \tau_0 > t] = \mathbb{P}[\tau_0 > s] \qquad \forall \quad s, t > 0.$$

$\Rightarrow$ τ_0 tiene distribución exponencial. (Ver prueba de esto en libro de Norris).



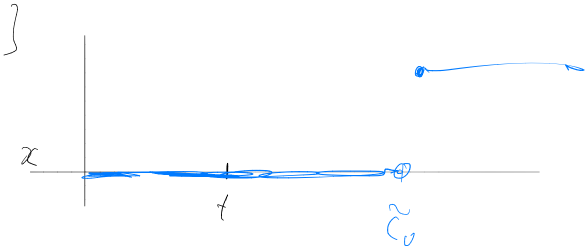
prueba: (idea)

$$\mathbb{P}_x[\tau_0 > t+s \mid \tau_0 > t)$$

$$= \mathbb{P}_x[X_u = x \quad \forall \quad u \in [t, t+s] \mid X_u = x \quad \forall \quad u \in [0,t]]$$

$$= \mathbb{P}_x[X_v = x \quad \forall \quad v \in [0,s]] = \mathbb{P}_x[\tau_0 > s] \quad \square$$

propiedad de Markov (Paso delicado)



Lemma:

Si $\{X_t ; t \geq 0\}$ es un proceso de Markov de saltos puro (es decir, de saltos puros con propiedad de Markov, y si $x \in E$ es no absorbente, entonces

$$\mathbb{P}_x[\tau_0 > t+s \mid \tau_0 > t] = \mathbb{P}[\tau_0 > s] \quad \forall \quad s,t > 0.$$

$\Rightarrow$ τ_0 tiene distribución exponencial. (Ver prueba de ésto en libro de Norris).

↑ clase pasada. **Nota:** los tiempos entre saltos para X siempre son exponenciales si se tiene propiedad de Markov.

Nota:

Si $X_0 = x$, entonces $\tau_0 \sim$ exponencial. La intensidad depende de x, y se denotará por q_x.

i.e. $\tau_0 \sim \exp(q_x)$ (iniciando la cadena en x).

convención: $q_x = \dfrac{1}{\mathbb{E}_x[\tau_0]}$.

La propiedad de Markov nos permite escribir Chapman-Kolmogorov.

$$\mathbb{P}[X_{t_n} = x_n, \dots, X_{t_2} = x_2, X_{t_1} = x_1]$$

$$= \mathbb{P}[X_{t_1} = x_1] \, \mathbb{P}_{x_1, x_2}(t_2 - t_1) \cdots \mathbb{P}_{x_{n-1}, x_n}(t_n - t_{n-1}).$$

La familia de matrices $\{\mathbb{P}(t), t \geq 0\}$ satisface la prop. de semigrupo (pensar $\mathbb{P}(t) = [\mathbb{P}_{x,y}(t); \; x, y \in E]$

$$\mathbb{P}(t) \cdot \mathbb{P}(s) = \mathbb{P}(t+s)$$

justificación:

$$\mathbb{P}_{x,y}(t+s) = \mathbb{P}_x[X_{t+s} = y] = \sum_{z \in E} \mathbb{P}_x[X_t = z] \, \mathbb{P}_z[X_s = y] = (\mathbb{P}(s)\mathbb{P}(t))_{x,y}$$

Lemma 2.2.

$$\mathbb{P}_{x,y}(t) = \delta_{x,y} e^{-q_x t} + \int_0^t q_x e^{-q_x s} \Big(\sum_{z \in E\setminus\{x\}} \Pi_{x,z} \, \mathbb{P}_{z,y}(t-s)\Big) ds$$

prueba:

$$\mathbb{P}_{x,y}(t) = \mathbb{P}.[X_t = y \mid X_0 = x] = \mathbb{P}_x[X_t = y,\ \tau_0 > t] + \mathbb{P}_x[X_t = y,\ \tau_0 \le t]$$

$$= \delta_{x,y}\, \mathbb{P}[\tau_0 > t] + \int_0^t \mathbb{P}_x[X_t = y \mid \tau_0 = s]\, q_x e^{-q_x s} ds$$

$$= \delta_{x,y} e^{-q_x t} + \sum_{z \in E\setminus\{x\}} \int_0^t \mathbb{P}_x[X_t = y,\ X_{\tau_0} = z \mid \tau_0 = s)\, q_x e^{-q_x s} ds$$

$$= \delta_{x,y} e^{-q_x t} + \sum_{z \in E\setminus\{x\}} \int_0^t \underbrace{\mathbb{P}_x[X_{t-s+\tau_0} = y,\ X_{\tau_0} = z \mid \tau_0 = s)}\, q_x e^{-q_x s} ds$$

$$\mathbb{P}_{z,y}(t-s) \leftarrow \mathbb{P}_x[X_{t-s+\tau_0} = y \mid X_{\tau_0+0} = z,\ \tau_0 = s)$$

$$\Pi_{x,z} \leftarrow \mathbb{P}_x[X_{\tau_0} = z \mid \tau_0 = s]$$

Nota: $X_{u+\tau_0}$ por construcción, es un proceso de Markov de saltos puro que empieza en $X_{\tau_0} = z$

$$= \delta_{x,y} e^{-q_x t} + \sum_{z \in E\setminus\{x\}} \int_0^t \Pi_{x,z}\, \mathbb{P}_{z,y}(t-s)\, q_x e^{-q_x s} ds \quad \blacksquare$$

Consecuencia:

haciendo un cambio de variable,

$u = t - s$

$s = t - u$

$$\mathbb{P}_{x,y}(t) = \delta_{x,y}\, e^{-q_x t} + \sum_{z \in E\setminus\{x\}} \int_0^t \Pi_{x,z}\, \mathbb{P}_{z,y}(u)\, q_x\, e^{-q_x (t-u)}\, du$$

$$= \delta_{x,y}\, e^{-q_x t} + e^{-q_x t} \sum_{z \in E\setminus\{x\}} \int_0^t \Pi_{x,z}\, \mathbb{P}_{z,y}(u)\, q_x\, e^{q_x u}\, du$$

Notar que

$$t \longmapsto \int_0^t \Pi_{x,z}\, \mathbb{P}_{z,y}(u)\, q_x\, e^{q_x u}\, du \text{ es continuo.}$$

$\Rightarrow$ $\mathbb{P}_{x,y}(t)$ continuo

$$\Rightarrow \sum_{z \in E\setminus\{x\}} \int_0^t \Pi_{x,z}\, \mathbb{P}_{z,y}(u)\, q_x\, e^{q_x u}\, du \text{ es derivable en } t.$$

$$\Rightarrow \delta_{x,y}\, e^{-q_x t} + e^{q_x t} \sum_{z \in E\setminus\{x\}} \int_0^t \Pi_{x,z}\, \mathbb{P}_{z,y}(u)\, q_x\, e^{q_x u}\, du = \mathbb{P}_{x,y}(t)$$

es derivable en t.

Cálculo de la derivada

$\mathbb{P}'_{x,y}(t)$

$= \delta_{x,y}(-q_x)e^{-q_x t}$

$+ (-q_x)e^{-q_x t}\int_0^t \sum_{z\in E\setminus\{x\}} \Pi_{x,z}\,\mathbb{P}_{z,y}(u)\,q_x e^{q_x u}\,du$ ⊛

$+ e^{-q_x t}\sum_{z\in E\setminus\{x\}} \Pi_{x,z}\,\mathbb{P}_{z,y}(t)\,q_x e^{q_x t}$

$\Rightarrow$

$\mathbb{P}'_{x,y}(0) = -\delta_{x,y}q_x + q_x \sum_{z\in E\setminus\{x\}} \Pi_{x,z}\underbrace{\mathbb{P}_{z,y}(0)}_{=\delta_{z,y}}$

$\Rightarrow$

$\mathbb{P}'_{x,y}(0) = -\delta_{x,y}q_x + q_x\Pi_{x,y} \quad \forall \quad x,y\in E$

Notación:

Definiremos:

$$Q_{x,y} := \mathbb{P}'_{x,y}(0) = \begin{cases} -q_x & \text{si} \quad x=y \\ q_x\Pi_{x,y} & \text{si} \quad x\neq y \end{cases}$$

La familia $Q = [Q_{x,y}\ ;\ x,y\in E]$ se conoce como Q-matriz. La ecuación ⊛ se escribe entonces como

$$\mathbb{P}'_{x,y}(t) = \sum_{z\in E} Q_{x,z}\,\mathbb{P}_{z,y}(t) = (Q\,\mathbb{P}(t))_{x,y}$$

Nota: Conocer Q, junto la ley inicial determina la ley de la matriz.

$\Leftrightarrow \quad \mathbb{P}'(t) = Q\,\mathbb{P}(t)$

Por otro lado, derivando la expresión, y luego evaluando en $s=0$, obtenemos

$$\mathbb{P}_{x,y}(t+s) = \sum_{z\in E} \mathbb{P}_{x,z}(t)\, \mathbb{P}_{z,y}(s),$$

$$\mathbb{P}_{x,y}'(t) = \sum_{z\in E} \mathbb{P}_{x,z}(t)\, Q_{z,y} = (\mathbb{P}G)_{z,y}$$

ecuación forward.

La ecuación backward la pueden obtener usando

$$\mathbb{P}_{x,y}(t+s) = \sum_{z\in E} \mathbb{P}_{x,z}(t)\, \mathbb{P}_{z,y}(s),$$

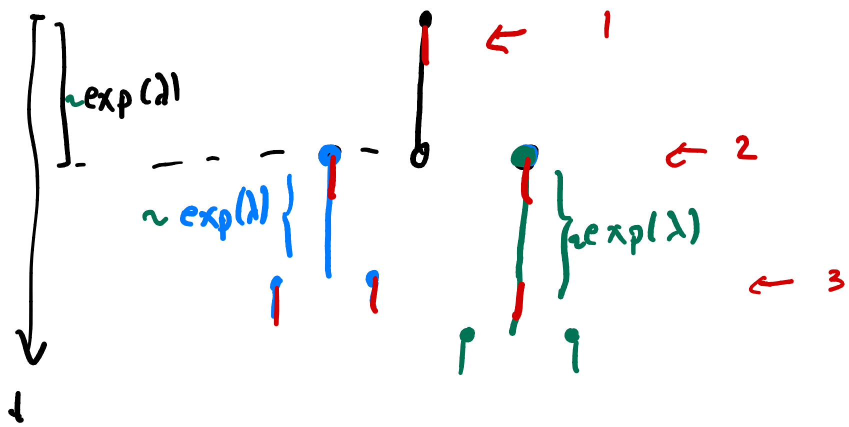
pero derivando con respecto a t.

Ejemplo:

Proceso de Yule:

i) Tenemos 1 partícula

ii) La partícula se biparte en un tiempo exponencial de parámetro $\lambda > 0$.



iii) Cada individuo nuevo se biparte con dist. exponencial(λ).

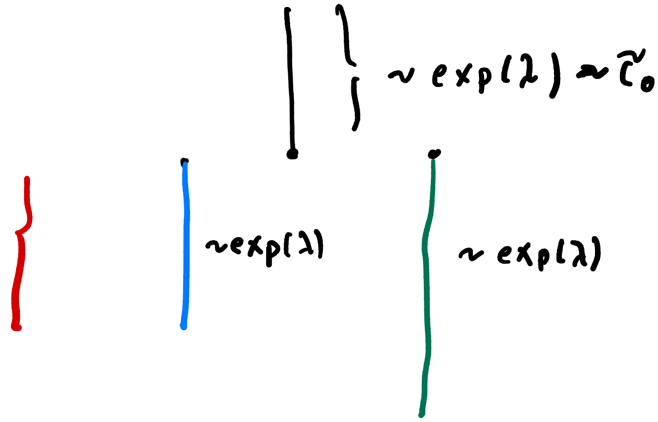
Los individuos actúan de manera independiente.

X_t = # de individuos al tiempo $t > 0$.

Nota: Se puede ver que $\{X_t\}_{t \geq 0}$ es un proceso de Markov de saltos puros.

Podemos calcular Q: (X_t siempre salta una unidad).

Sobre la pregunta en itempool.



$\Rightarrow \tau_1 - \tau_0$ se distribuye como el mínimo de la expenencial de la particula azul y la verde.

$$Q_{2,3} = q_2 \Pi_{2,3} = q_2$$

$\therefore \tau_1 - \tau_0 \sim \exp(\lambda + \lambda)$.

Propiedades Fundamentales:

Def:

$X = \{X_t\}_{t\geq 0}$ cadena de Markov de saltos puros con valores E (numerable). Tomar $x, y \in E$.

Decimos que "$x \to y$" o que "x accede a y, si $\mathbb{P}_x[X_t = y$ para algún $t \geq 0] > 0$.

Def:

El proceso $Y = \{Y_n\}_{n\in\mathbb{N}}$ con valores en E, definido como $Y_n := X_{\tau_n}$ se conoce como la cadena de saltos asociado X.

Teorema:

$\forall$ $x, y \in E$, con $x \neq y$, las siguientes afirmaciones son equivalentes:

a) x accede a y respecto a la cadena $X = \{X_t\}_{t\in\mathbb{R}_+}$

b) x accede a y respecto a la cadena $Y = \{Y_n\}_{n\in\mathbb{N}}$.

c) $Q_{x,x_1} Q_{x_1,x_2} \cdots Q_{x_{n-1},x_n} Q_{x_n,y} > 0$ para algunos $x_1, \ldots, x_n \in E$. para algunos estados $x_1, \ldots, x_n \in E$ no absorbentes

d) $\mathbb{P}_{x,y}(t) = \mathbb{P}_x[X_t = y] > 0$ $\forall$ $t > 0$

e) $\mathbb{P}_{x,y}(t) > 0$ para algún $t > 0$.

Dem:

Primero probamos $a \Rightarrow b$.

a) x accede a y respecto a la cadena $X = \{X_t\}_{t \in \mathbb{R}_+}$

b) x accede a y respecto a la cadena $Y = \{Y_n\}_{n \in \mathbb{N}}$.

$x \to y \Rightarrow \exists\ t > 0$ t.q. $X_t = y$ (comenzando en x).

$\Rightarrow$ si $\tau_m < t \leq \tau_{m+1}$ para algún $m \in \mathbb{N}$, entonces

$Y_m = X_{\tau_m} = y \Rightarrow x \to y$ de acuerdo a Y.

ahora probemos b) $\Rightarrow$ c):

Si $x \to y$ de acuerdo a Y. $\Rightarrow \exists\ x_1, \dots, x_n \in E$ t.q.

$$\Pi_{x,x_1} \Pi_{x_1,x_2} \cdots \Pi_{x_{n-1},x_n} \Pi_{x_n,y} > 0$$

(Recordar que la matriz de transición de Y es $\Pi = \{\Pi_{x,y} ; x,y \in E\}$

Notar que para $x_1,\dots,x_n$ no absorbentes.

$$\Pi_{x,x_1}\Pi_{x_1,x_2}\cdots\Pi_{x_{n-1},x_n}\Pi_{x_n,y} > 0$$

$$\Leftrightarrow \quad (q_x\Pi_{x,x_0})(q_{x_1}\Pi_{x_1,x_2})\cdots(q_{x_n}\Pi_{x_n,y}) > 0. \quad \circledast$$

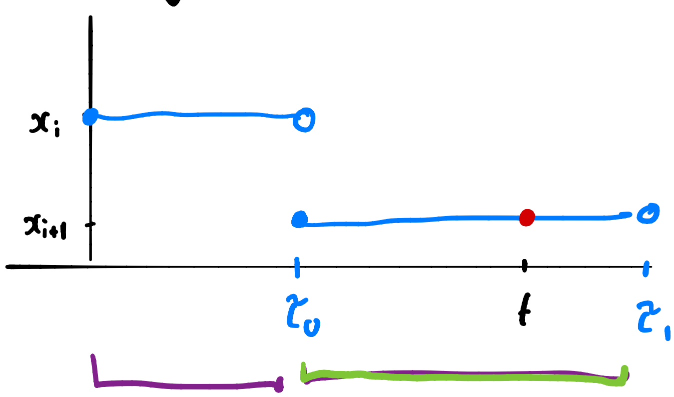
$$\Leftrightarrow \quad Q_{x,x_1}\cdots Q_{x_n,y} > 0.$$

Probemos c) $\Rightarrow$ d):

Si c) se cumple, por ($\circledast$), $\Pi_{x,x_1}\Pi_{x_1,x_2}\cdots\Pi_{x_{n-1},x_n}\Pi_{x_n,y} > 0$

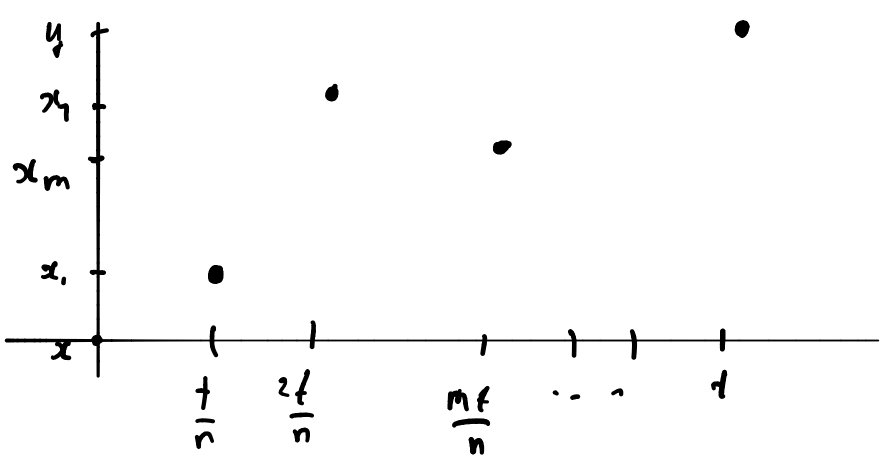
Ahora, notemos que $\forall\ t>0$

$$\mathbb{P}_{x_i,x_{i+1}}(t) \underset{\downarrow \text{ver}}{\geq} \mathbb{P}_{x_i}[\tau_0<t,\ X_{\tau_0}=x_{i+1},\ \tau_1>t] = (1-e^{-q_{x_i}t})\,\Pi_{x_i,x_{i+1}}\, e^{-q_{x_{i+1}}t} > 0$$



Entonces, por Chapman-Kolmogorov,

$$\mathbb{P}_{x,y}(t) \geq \mathbb{P}_{x,x_1}\left(\tfrac{t}{n}\right)\mathbb{P}_{x_1,x_2}\left(\tfrac{t}{n}\right)\cdots\mathbb{P}_{x_n,y}\left(\tfrac{t}{n}\right) > 0, \quad \text{como requerido}$$



Tarea para mí: cómo se ve Π en estados absorbentes.

Tiempos de entrada: (Notación: $\inf \emptyset = \infty$)

$A \subset E$. La v.a.

$$D^A = \inf\{t \geq 0;\ X_t \in A\}$$

se conoce como tiempo de entrada a A. Adicionalmente, si $Y = \{Y_n\}_{n \geq 0}$ es la cadena de saltos subyacente,

$$H^A = \inf\{n \geq 1;\ Y_n \in A\}.$$

Cuando A es cerrada, entonces,

$\mathbb{P}_i[D^A < \infty]$ se conoce como probabilidad de absorción.

Notar que $\mathbb{P}_i[D^A < \infty] = \mathbb{P}_i[H^A < \infty] =: h_i^A$

Teorema:

El vector de prob. de llegada $h_i^A = \{h_i^A;\ i \in E\}$ es la solución mínima del sistema

$$\begin{cases} h_i^A = 1 & \text{para } i \in A \\ \sum_{j \in E} Q_{i,j} h_j^A = 0 & \text{para } i \notin A. \end{cases}$$

$\Big\updownarrow$ prueba

$$\sum_{j \in E \setminus \{i\}} q_i \overbrace{\mathbb{P}_i[Y_1 = j]}^{\Pi_{i,j}} h_j^A = h_i \Leftrightarrow \sum_{j \in E \setminus \{i\}} Q_{i,j} h_j^A = -Q_{i,i} h_i$$

El tiempo promedio que le toma a X llegar a A, empezando en i, lo denotaremos por

$$k_i^A = \mathbb{E}_i[D^A].$$

¿Cómo calcular k_i^A?

¿Cómo calcular K_i^A?

Teorema:
Supongamos que $q_i > 0$ $\forall$ $i \in A$. Entonces el vector de tiempos esperados de llegada $K^A = \{ K_i^A ; i \in E \}$ es la solución mínima no negativa al sistema:

$$\begin{cases} K_i^A = 0 & \forall \; i \in A \\ -\sum_{j \in E} Q_{i,j} K_j^A = 1 & \text{para } i \notin A. \end{cases} \quad \oplus$$

prueba:
primero mostramos que K^A satisface $\oplus$:
Si $X_0 = i \notin A$: Entonces $D_i^A > \tau_0$. Por la propiedad de Markov,

$$\mathbb{E}_i [D^A - \tau_0 \mid X_{\tau_0} = j] = \mathbb{E}_j [D^A].$$

Esto implica que

$$K_i^A = \mathbb{E}_i [D^A] = \mathbb{E}_i [\tau_0] + \sum_{j \neq i} \mathbb{P}_i [X_{\tau_0} = j] \, \mathbb{E}_i [D^A - \tau_0 \mid X_{\tau_0} = j]$$

$$= \frac{1}{q_i} + \sum_{j \neq i} \Pi_{i,j} K_j^A .$$ Multiplicamos por q_i:

para obtener $\overbrace{q_i}^{-Q_{i,i}} K_i^A - \sum_{j \neq i} \overbrace{q_i \Pi_{i,j}}^{Q_{i,j}} K_j^A = 1$

Prueba de que es la solución mínima:

Suponer que $y = \{ y_i \, ; \, i \in E \}$ satisface

$$\begin{cases} y_i = 0 & \forall \quad i \in A \\ - \sum_{j \in E} Q_{i,j} \, y_j = 1 & \text{para } i \notin A. \end{cases}$$

De aquí se sigue que: (como antes)

$$y_i = \frac{1}{q_i} + \sum_{\substack{j \neq i \\ j \notin A}} \Pi_{i,j} \, y_j = \frac{1}{q_i} + \sum_{\substack{j \neq i \\ j \notin A}} \Pi_{i,j} \left(\frac{1}{q_j} + \sum_{\substack{k \neq j \\ k \notin A}} \Pi_{j,k} \, y_k \right)$$

$$\frac{1}{q_i} + \sum_{\substack{j \neq i \\ j \notin A}} \Pi_{i,j} \frac{1}{q_j} + \sum_{\substack{j \neq i \\ j \notin A}} \sum_{\substack{k \neq j \\ k \notin A}} \Pi_{j,k} \, y_k$$

$$= \mathbb{E}_i [\tau_0] + \mathbb{E}_i \left[(\tau_1 - \tau_0) \mathbb{1}_{\{ H^A \geq 1 \}} \right] + \sum_{\substack{j \neq i \\ j \notin A}} \sum_{\substack{k \neq j \\ k \notin A}} \Pi_{j,k} \, y_k$$

$\vdots$

$n \geq 2$

$$= \mathbb{E}_i [\tau_0] + \mathbb{E}_i \left[(\tau_1 - \tau_0) \mathbb{1}_{\{ H^A \geq 1 \}} \right] + \cdots + \mathbb{E}_i \left[(\tau_n - \tau_{n-1}) \mathbb{1}_{\{ H^A \geq n \}} \right]$$

$$+ \sum_{j_1 \notin A, \ldots, j_n \notin A} \Pi_{i,j_1} \cdots \Pi_{j_{n-1}, j_n} \, y_{j_n}$$

$$\geq \mathbb{E}_i [\tau_0] + \mathbb{E}_i \left[(\tau_1 - \tau_0) \mathbb{1}_{\{ H^A \geq 1 \}} \right] + \cdots + \mathbb{E}_i \left[(\tau_n - \tau_{n-1}) \mathbb{1}_{\{ H^A \geq n \}} \right]$$

$\tau_{-1} = 0$

$$= \sum_{m=0}^{n} \mathbb{E}_i \left[(\tau_m - \tau_{m-1}) \mathbb{1}_{\{ H^A \geq m \}} \right] = \mathbb{E}_i \left[\sum_{m=0}^{n \wedge H^A} \tau_m - \tau_{m-1} \right] \xrightarrow{n \to \infty} \#\# \, \checkmark$$

donde

$$\text{(\#\#)} = \mathbb{E}_i\left[\underbrace{\sum_{m=0}^{H^A}(\tau_m - \tau_{m-1})}_{= D^A}\right] = \mathbb{E}_i[D^A] = K_i^A$$

Conclusión:

$y_i \geq K_i^A$, como se requería. ∎

Aclaración de la clase pasada

Suponer $x, y \in E$, con x absorbente.

Por def, el tiempo de salto es infinito, una vez que lego a x. $(q_x = 0)$.

$\Pi_{x,y} := \delta_{x,y}$

$$Q_{x,y} = \begin{cases} -q_x & \text{si } x = y \\ q_x \Pi_{x,y} & \text{si } x \neq y \end{cases}$$

Recurrencia y transitoriedad:

Def:

$i \in E$ es recurrente si

$\mathbb{P}_i[\{t;\ X_t = i\}$ es no acotado$] = 1$

i es transitorio si

$\mathbb{P}_i[\{t;\ X_t = i\}$ es acotado $] = 1$

Teorema:

i) Si $i \in E$ es recurrente para la cadena de saltos $Y = \{Y_n\}_{n \geq 0}$ $(Y_n := X_{\tau_n})$, entonces i es recurrente para la cadena $X = \{X_t\}_{t \geq 0}$.

ii) Si $i \in E$ es transitorio para Y, también lo es para X.

Dem:

i) Si $i \in E$ es recurrente para Y, veremos que X no explota. Por el curso de cadenas pasado, Y_m regresa a "i" en tiempos $\{N_m\}_{m \geq 1}$ (i.e. $Y_{N_m} = i$).

Recordar que $\tau = \lim_{n \to \infty} \tau_n = \sum_{m=0}^{\infty} (\tau_m - \tau_{m-1})$, con $\tau_{-1} := 0$

Nuestra cadena X, comenzará en i.

Definamos $T_m = q_{Y_{m-1}} (\tau_m - \tau_{m-1})$. Notar que T_m's son exponenciales de parámetro 1.

Entonces,

$$q_i \tau = q_i \sum_{m=0}^{\infty} (\tau_m - \tau_{m-1}) \underset{\substack{\uparrow \\ \text{ignorar los} \\ m\text{'s t.q. } Y_m \neq i}}{\geq} \sum_{m=1}^{\infty} \overset{\substack{q_{Y_{N_m-1}} \text{ cuando } Y_{N_m-1} = i \\ \downarrow}}{q_i} (\tau_{N_m} - \tau_{N_m-1})$$

$$= \sum_{m=1}^{\infty} \underset{\substack{\uparrow \\ \text{exponenciales} \\ \text{indep. de parámetro } 1}}{T_{N_m}}$$

por ejercicio 1 de la tarea, la cadena es no-explosiva. (pues $\tau = \infty$)

(Nota adicional:

En la tarea prueban que si $\{S_k\}_{k\geq 1}$ es una sucesión de v.a. exponenciales, $S_k \sim exp(\lambda_k)$. Entonces, si

$\sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{\lambda_k} = \infty$, entonces $\sum_{k=1}^{\infty} S_k = \infty$ con probabilidad 1)

En el caso en que $S_k = T_{N_k} \sim exp(1)$, entonces

$$\sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{\underbrace{\lambda_k}_{=1}} = \infty \Rightarrow \sum_{k=1}^{\infty} T_{N_k} = \infty$$

Sobre la recurrencia de X:

$X_{\tau_n} = Y_n = i$ para un número infinito de n's. Combinando esto con el hecho de que

$\tau_n \to \infty$ cuando $n \to \infty$

$\Rightarrow$ recurencia para X.

Transitoriedad:

Si i es transitorio para Y; entonces

$\sup\{m;\ Y_m = i\} \leq M \in \mathbb{N}$.

$\Rightarrow X_{\tau_{M+\ell}} \neq i \quad \forall \quad \ell \geq 1. \quad \Rightarrow \quad X_s \neq i \quad \forall \quad s > \tau_{M+\ell}$

$\Rightarrow \sup\{s;\ X_s = i\} \leq \tau_{M+1} \quad \Rightarrow$ transitoriedad para X.

Continuación del teorema previo:

iii) Cada estado $x \in E$ es recurrente o transitorio (para X).

iv) Recurrencia y transitoriedad son propiedades de clase.

Prueba:

iii) Supuner x es recurrente para X.

¿x es recurrente para Y? ¡sí!

Luego, por el curso del semestre pasado,

$x \in E$ es $\begin{cases} \text{recurrente para } Y \Rightarrow \text{recurrente para } X \\ \text{transitorio para } Y \Rightarrow \text{transitorio para } X. \end{cases}$

iv) $x \to y$ de acuerdo a X.

$\overset{(*)}{\Leftrightarrow}$ $x \to y$ de acuerdo a Y (resultado de clases pasada)

Por otro lado,

$\begin{cases} \text{Si } x \text{ es recurrente respecto a } X \Rightarrow x \text{ es recurrente respecto a } Y \\ \text{Si } x \text{ es transitorio respecto a } X \Rightarrow x \text{ es transitorio respecto a } Y \end{cases}$

$\Rightarrow \begin{cases} \text{si } x \text{ es recurrente respecto a } X \overset{\text{por } (*)}{\Rightarrow} y \text{ es recurrente resp. a } X \\ \text{si } x \text{ es transitorio respecto a } X \overset{\text{por } (*)}{\Rightarrow} y \text{ es transitorio resp. a } Y. \end{cases}$

Teorema: La siguiente dicotomía se satisface:

Sea $i \in E$.

i) Si $q_i = 0$ o $\mathbb{P}_i[T_i < \infty] = 1$ entonces

i es recurrente y $\int_0^\infty \mathbb{P}_{i,i}(t)\,dt = \infty$

ii) Si $q_i > 0$ y $\mathbb{P}_i[T_i < \infty] < 1$, entonces i es transitorio

y $\int_0^\infty \mathbb{P}_{i,i}(t)\,dt < \infty$.

Donde $T_i = \inf\{t > \tau_0 \,;\, X_t = i\}$.

Demostración:

Si $q_i = 0$, entoces i es absorbente. $\Rightarrow$ i es recurrente

y $\int_0^\infty \underbrace{\mathbb{P}_{i,i}(t)}_{=1}\,dt = \infty$.

Si $q_i > 0$ y $\mathbb{P}_i[T_i < \infty] = 1$.

Sea N_i = tiempo de regreso a i para la cadena de saltos. Observación:

$$\mathbb{P}_i[N_i < \infty] = \mathbb{P}_i[T_i < \infty].$$

$\Rightarrow \mathbb{P}_i[N_i < \infty] = 1 \Rightarrow i$ es recurrente respecto a Y.

$\Rightarrow i$ es recurrente respecto a X.

Para el cálculo de la integral; probaremos que

$$\int_0^\infty \mathbb{P}_{i,i}(t)\,dt = \frac{1}{q_i}\sum_{n=0}^\infty (\Pi^{(n)})_{i,i},$$

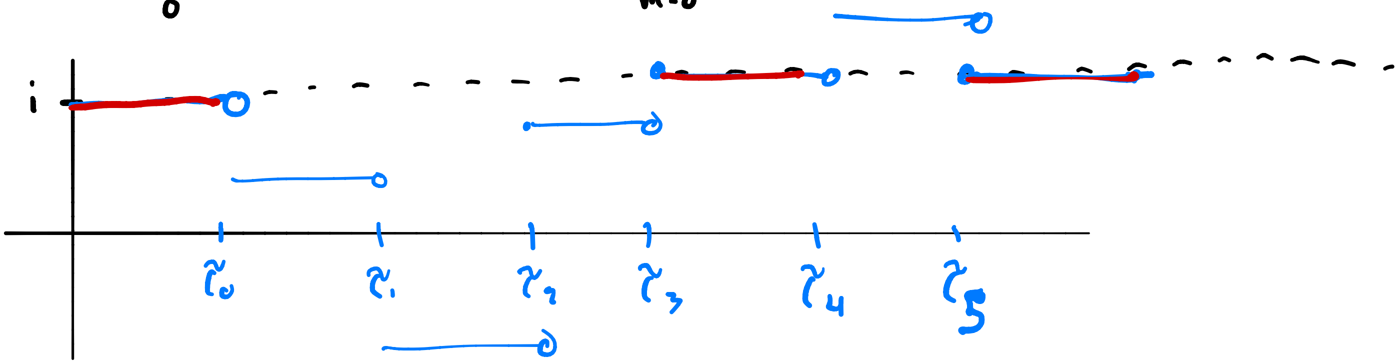
donde $\Pi^{(n)}$ denota la n-ésima potencia de Π.

Probar $\int_0^\infty \mathbb{P}_{i,i}(t)\,dt = \frac{1}{q_i}\sum_{n=0}^\infty (\Pi^{(n)})_{i,i}$:

$$\int_0^\infty \mathbb{P}_{i,i}(t)\,dt = \int_0^\infty \mathbb{P}_i[X_t = i]\,dt = \int_0^\infty \mathbb{E}_i[\mathbb{1}_{\{X_t=i\}}]\,dt$$

$\tau_{-1} := 0$

$$= \mathbb{E}_i\left[\int_0^\infty \mathbb{1}_{\{X_t=i\}}\,dt\right] \overset{*}{=} \mathbb{E}_i\left[\sum_{m=0}^\infty (\tau_m - \tau_{m-1})\,\mathbb{1}_{\{Y_m=i\}}\right] = \#$$



$$\Rightarrow \# = \sum_{m=0}^\infty \mathbb{E}_i[(\tau_m - \tau_{m-1})\,\mathbb{1}_{\{Y_m=i\}}] = \sum_{m=0}^\infty \frac{1}{q_i}\mathbb{P}_i[Y_m = i]$$

$$= \frac{1}{q_i}\sum_{m=0}^\infty (\Pi^{(n)})_{i,i}$$ como se requería.