

# Los Procesos de Creación y Destrucción

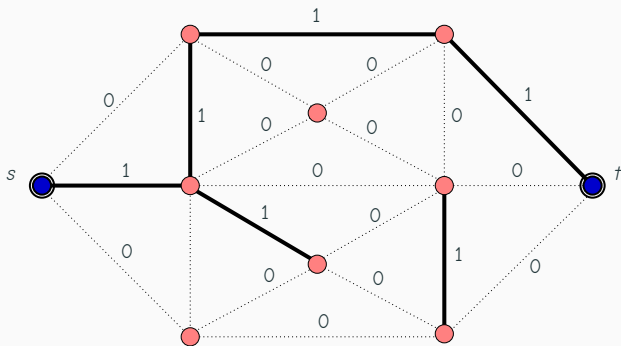
## Introducción y Definiciones

Leslie Murray

Facultad de Ciencias Exactas, Ingeniería y Agrimensura  
Universidad Nacional de Rosario  
Rosario, Argentina

Junio, 2024

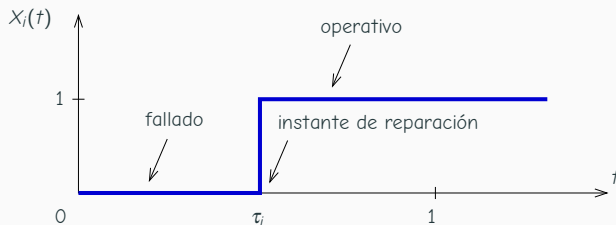
$$\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_m) \rightarrow X_i = \begin{cases} 1 & \text{c.p. } r_i & i\text{-ésimo enlace operativo} \\ 0 & \text{c.p. } q_i = 1 - r_i & i\text{-ésimo enlace fallado} \end{cases}$$



$$\phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } s \text{ y } t \text{ están conectados} \\ 0 & \text{si } s \text{ y } t \text{ no están conectados} \end{cases} \rightarrow \begin{cases} \zeta & = \mathbb{P}\{\phi(\mathbf{X}) = 1\} \\ 1 - \zeta & = \mathbb{P}\{\phi(\mathbf{X}) = 0\} \end{cases}$$

Consideremos una evolución temporal *muy particular* de las variables de modelo:

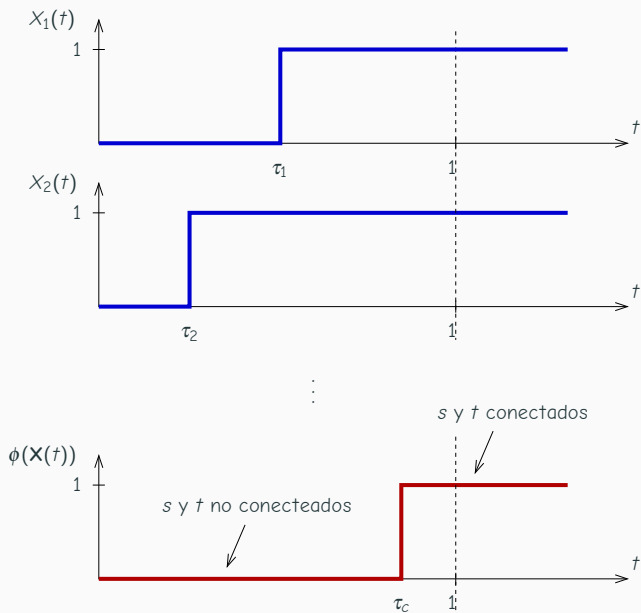
$$\mathbf{x} \rightarrow \mathbf{x}(t) = (X_1(t), \dots, X_m(t))$$



## Idea Central

Si los enlaces se reparan en tiempos proporcionales a su confiabilidad individual,  $s$  y  $t$  se van a conectar en un tiempo proporcional a la confiabilidad de la red

# El Proceso de Creación (PC)



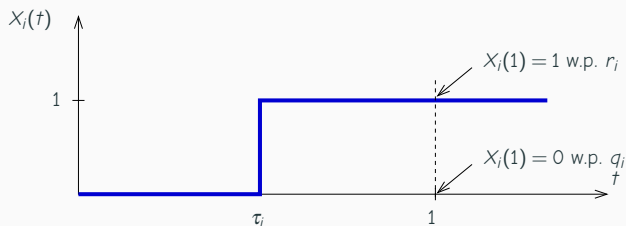
Si:

- $\tau_i \sim \text{Exp}(\lambda_i)$ ,  $i = 1, \dots, m$
- $\lambda_i = -\ln(q_i)$

entonces:

$$\mathbb{P}\{X_i(1) = 1\} = \mathbb{P}\{\tau_i \leq 1\} = 1 - e^{-\lambda_i} = 1 - e^{\ln(q_i)} = 1 - q_i = r_i$$

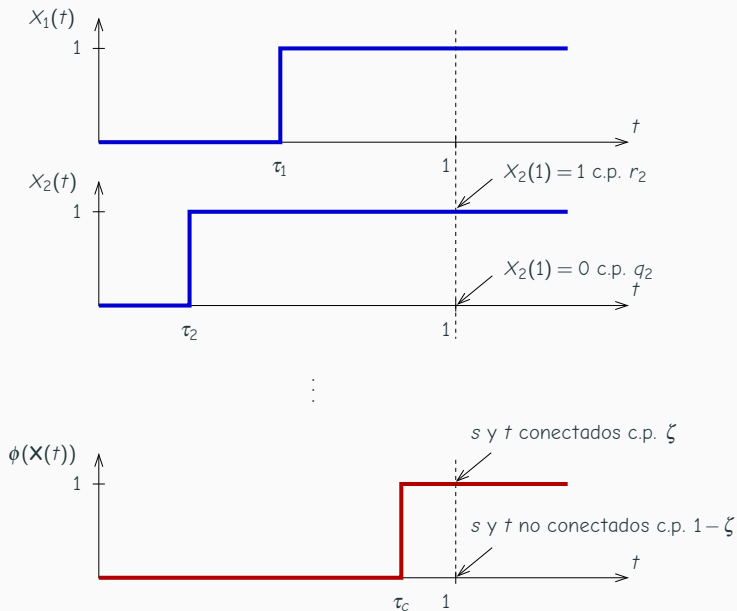
$$\mathbb{P}\{X_i(1) = 0\} = \mathbb{P}\{\tau_i > 1\} = e^{-\lambda_i} = e^{\ln(q_i)} = q_i$$



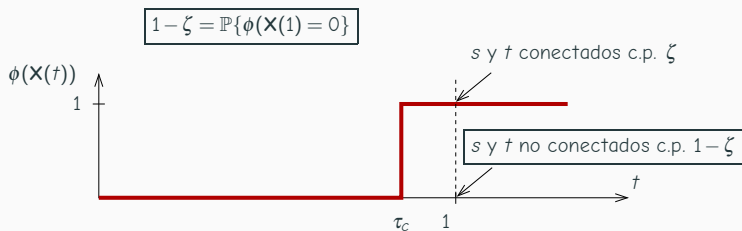
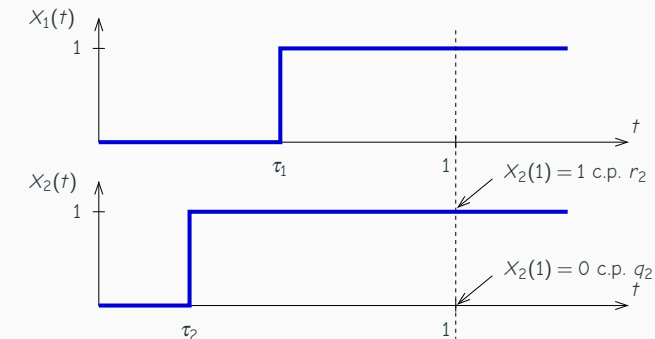
Finalmente,

$$\text{si } \begin{cases} \forall i \mathbb{P}\{X_i(1) = 1\} = r_i \\ \forall i \mathbb{P}\{X_i(1) = 0\} = q_i \end{cases} \text{ entonces, } \phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} \mathbb{P}\{\phi(\mathbf{X}(1) = 1)\} = \zeta \\ \mathbb{P}\{\phi(\mathbf{X}(1) = 0)\} = 1 - \zeta \end{cases}$$

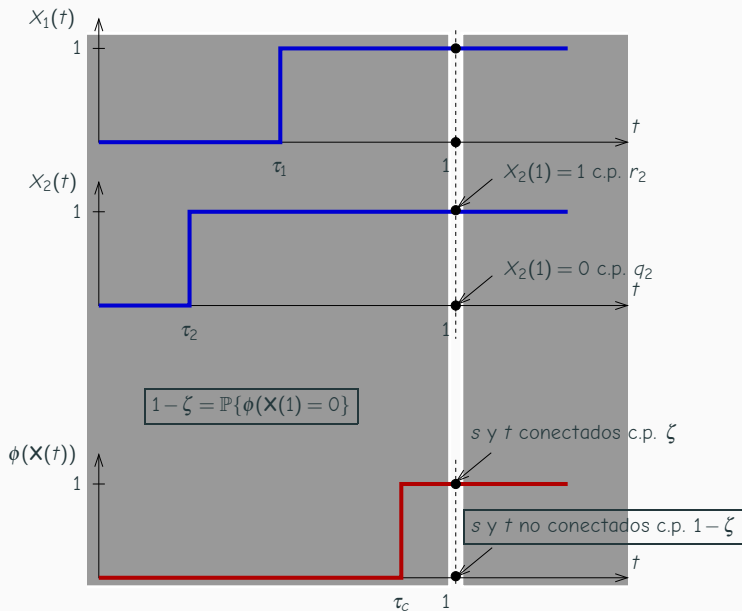
# El Proceso de Creación (PC)



# El Proceso de Creación (PC)



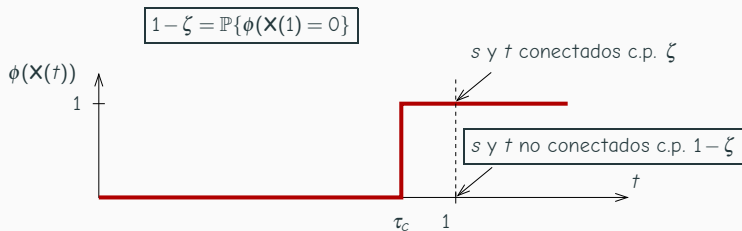
# Equivalencia con el Modelo Estático





Las probabilidades de encontrar los enlaces operativos (reparados) o fallados en el instante  $t = 1$ , son las mismas del modelo estático.

Observar el **PC** en  $t = 1$  equivale a observar el modelo estático.





- Los tiempos de reparación se suceden uno tras otro en forma de secuencia.
- Para construir una secuencia de tiempos es necesario:

**sortear** los tiempos y luego **ordenarlos**.

$\tau_{(1)}$  es el instante en que se repara el primer enlace.

$\tau_{(2)}$  es el instante en que se repara el segundo enlace.

⋮

$\tau_{(c)}$  es el instante en que se repara el enlace que asegura la conexión entre  $s$  y  $t$ .

⋮

- $\{\tau_{(1)}, \tau_{(2)}, \dots, \tau_{(m)}\}$  es la *estadística de orden* del conjunto  $\{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_m\}$  (si  $\tau_{(j)}$  es el tiempo de reparación del  $j$ -ésimo enlace, no necesariamente  $i = j$ ).



Pero hay una forma alternativa de construir secuencias que, para lo que sigue, resulta más apropiada que **sortear** y luego **ordenar**.

- La idea es sortear los tiempos de reparación “en orden”, uno tras otro.
- Esto es posible gracias a algunas propiedades de la distribución exponencial<sup>(\*)</sup>.
- Estas propiedades permiten ir sorteando uno a uno:
  - los tiempos  $\Delta_1, \Delta_2, \dots$ , (que también son exponenciales) y
  - los enlaces que se reparan en cada instante,basándose en las tasas  $\{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_m\}$ .

(\*) Ver módulo La Distribución Exponencial, Definición y algunas Propiedades.



Cuando todavía no se ha reparado ningún enlace:

- $\Delta_1 \sim$  exponencial con tasa  $\sum_{i=1}^m \lambda_i$ ,
- el enlace reparado en  $t = \tau_{(1)}$  sigue una distribución discreta donde la probabilidad de cada uno es:

$$\frac{\lambda_j}{\sum_{i=1}^m \lambda_i}, j = 1, \dots, m$$



Suponiendo que en  $t = \tau_{(1)}$  se ha reparado el enlace cuya tasa es  $\lambda_x$ :

- $\Delta_2 \sim$  exponencial con tasa  $\left( \sum_{i=1}^m \lambda_i \right) - \lambda_x$
- el enlace reparado en  $t = \tau_{(2)}$  sigue una distribución discreta donde la probabilidad de cada uno es:

$$\frac{\lambda_j}{\left( \sum_{i=1}^m \lambda_i \right) - \lambda_x}, \quad j = 1, \dots, m, \quad j \neq x$$

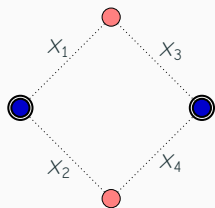


Suponiendo que en  $t = \tau(2)$  se ha reparado el enlace cuya tasa es  $\lambda_y$ :

- $\Delta_3 \sim$  exponencial con tasa  $\left( \sum_{i=1}^m \lambda_i \right) - \lambda_x - \lambda_y$
- el enlace reparado en  $t = \tau(3)$  sigue una distribución discreta donde la probabilidad de cada uno es:

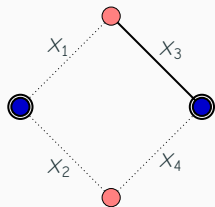
$$\frac{\lambda_j}{\left( \sum_{i=1}^m \lambda_i \right) - \lambda_x - \lambda_y}, \quad j = 1, \dots, m, \quad j \neq x, y$$

El mecanismo continúa, quitando los enlaces sorteados, uno a uno, de  $\left( \sum_{i=1}^m \lambda_i \right)$ .



- $\Delta_1 \sim \text{Exp}(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4)$ ,
- el enlace reparado en  $t = \tau_{(1)}$  es,  $X_1$ ,  $X_2$ ,  $X_3$  o  $X_4$ , con probabilidades:

$$\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4}, \quad \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4}, \quad \frac{\lambda_3}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4} \quad \text{o} \quad \frac{\lambda_4}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4}$$

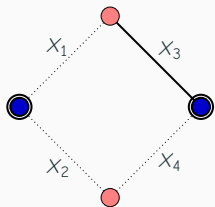


- $\Delta_1 \sim \text{Exp}(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4)$ ,
- el enlace reparado en  $t = \tau_{(1)}$  es,  $X_1$ ,  $X_2$ ,  $X_3$  o  $X_4$ , con probabilidades:

$$\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4}, \quad \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4}, \quad \frac{\lambda_3}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4} \quad \text{o} \quad \frac{\lambda_4}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4}$$

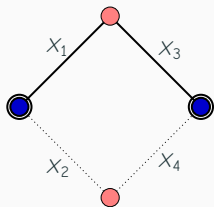
Supongamos que el enlace sorteado en  $\tau_{(1)}$  es  $X_3$ .





- $\Delta_2 \sim \text{Exp}(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_4)$ ,
- el enlace reparado en  $t = \tau_{(2)}$  es,  $X_1$ ,  $X_2$  o  $X_4$ , con probabilidades:

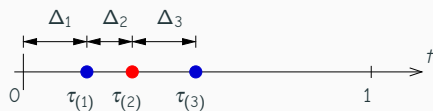
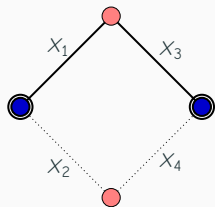
$$\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_4}, \quad \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_4} \quad \text{o} \quad \frac{\lambda_4}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_4}$$



- $\Delta_2 \sim \text{Exp}(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_4)$ ,
- el enlace reparado en  $t = \tau_{(2)}$  es,  $X_1$ ,  $X_2$  o  $X_4$ , con probabilidades:

$$\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_4}, \quad \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_4} \quad \text{o} \quad \frac{\lambda_4}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_4}$$

Supongamos que el enlace sorteado en  $\tau_{(2)}$  es  $X_1$ .

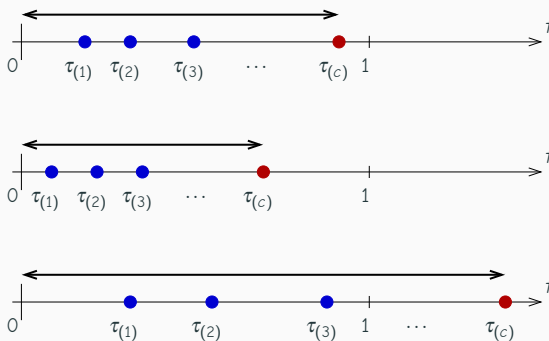


- $\Delta_3 \sim \text{Exp}(\lambda_2 + \lambda_4)$ ,
- el enlace reparado en  $t = \tau_{(3)}$  es,  $X_2$  o  $X_4$ , con probabilidades:

$$\frac{\lambda_2}{\lambda_2 + \lambda_4} \text{ o } \frac{\lambda_4}{\lambda_2 + \lambda_4}$$

Y así sucesivamente ...

Sólo es de utilidad sortear tiempos hasta  $\tau_{(c)}$ .



## Mecanismo

Sortear secuencias  $\{\tau_{(1)}, \tau_{(2)} \dots, \tau_{(c)}\}$ , verlas como trayectorias en un espacio uni-dimensional y reducir el problema a evaluar  $1 - \zeta = \mathbb{P}\{\tau_{(c)} > 1\}$



La simulación MC Crudo para estimar  $1 - \zeta$  sobre el **PC** consiste en:

- 1 Sortear  $N$  secuencias independientes  $\{\tau_{(1)}^{(i)}, \tau_{(2)}^{(i)}, \dots, \tau_{(c)}^{(i)}\}$ ,  $i = 1, \dots, N$ .
- 2 Para cada secuencia sorteada calcular el valor de la variable indicatriz  $I^{(i)}$ :

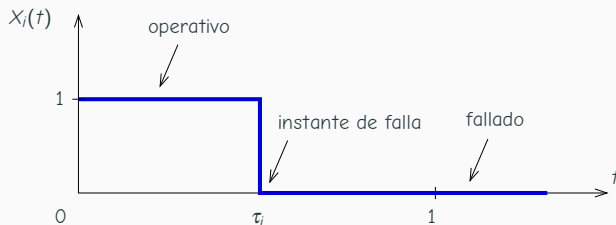
$$I^{(i)} = \begin{cases} 1 & \text{si } \tau_{(c)}^{(i)} > 1, \\ 0 & \text{caso contrario} \end{cases}$$

- 3 Promediar los  $N$  valores calculados:

$$1 - \hat{\zeta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I^{(i)}$$

Consideremos una evolución temporal *muy particular* de las variables de modelo:

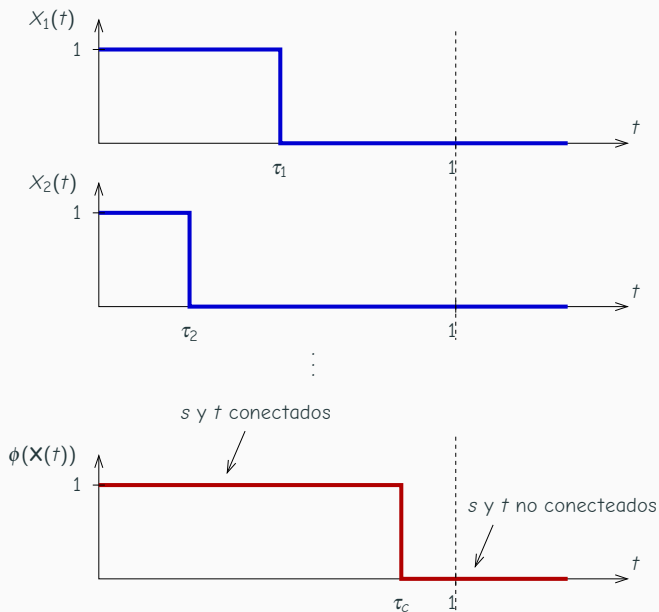
$$\mathbf{X} \rightarrow \mathbf{X}(t) = (X_1(t), \dots, X_m(t))$$



## Idea Central

Si los enlaces fallan en tiempos proporcionales a su anti-confiabilidad individual,  $s$  y  $t$  se van a desconectar en un tiempo proporcional a la anti-confiabilidad de la red

# El Proceso de Destrucción (PD)



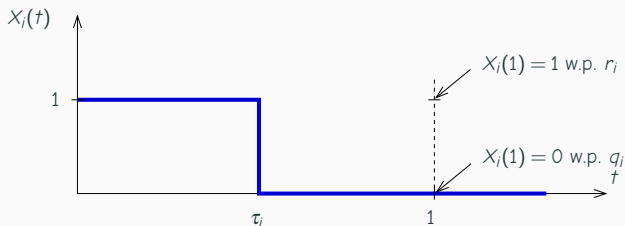
Si:

- $\tau_i \sim \text{Exp}(\lambda_i)$ ,  $i = 1, \dots, m$
- $\lambda_i = -\ln(r_i)$

entonces:

$$\mathbb{P}\{X_i(1) = 1\} = \mathbb{P}\{\tau_i \geq 1\} = e^{-\lambda_i} = e^{\ln(r_i)} = r_i$$

$$\mathbb{P}\{X_i(1) = 0\} = \mathbb{P}\{\tau_i < 1\} = 1 - e^{-\lambda_i} = 1 - e^{\ln(r_i)} = q_i$$

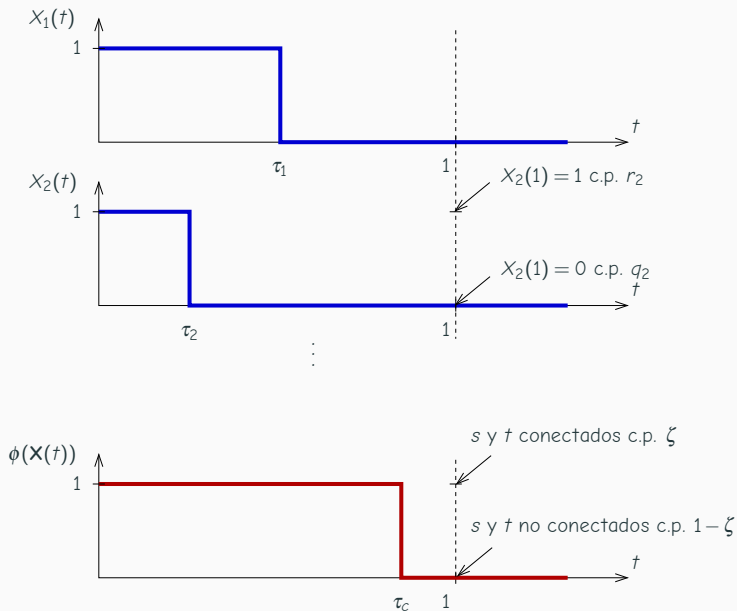


Finalmente,

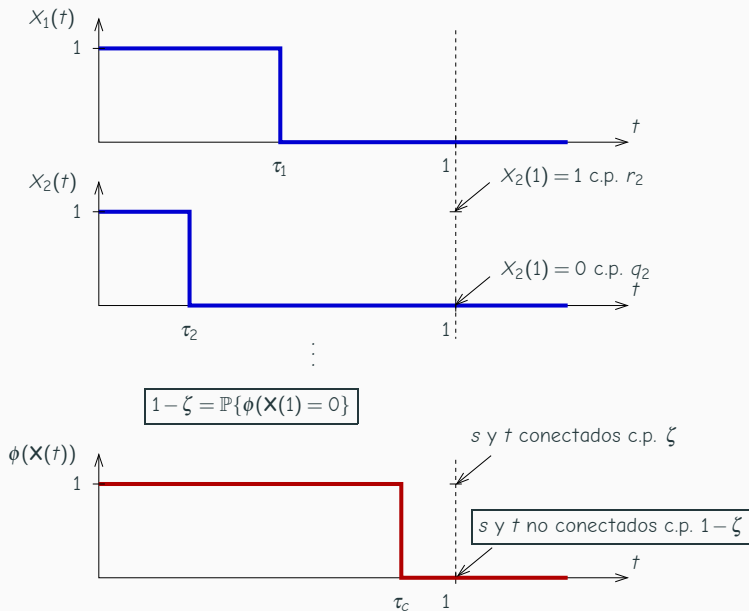
$$\text{si } \begin{cases} \forall i \ \mathbb{P}\{X_i(1) = 1\} = r_i \\ \forall i \ \mathbb{P}\{X_i(1) = 0\} = q_i \end{cases} \text{ entonces, } \phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} \mathbb{P}\{\phi(\mathbf{X}(1) = 1)\} = \zeta \\ \mathbb{P}\{\phi(\mathbf{X}(1) = 0)\} = 1 - \zeta \end{cases}$$



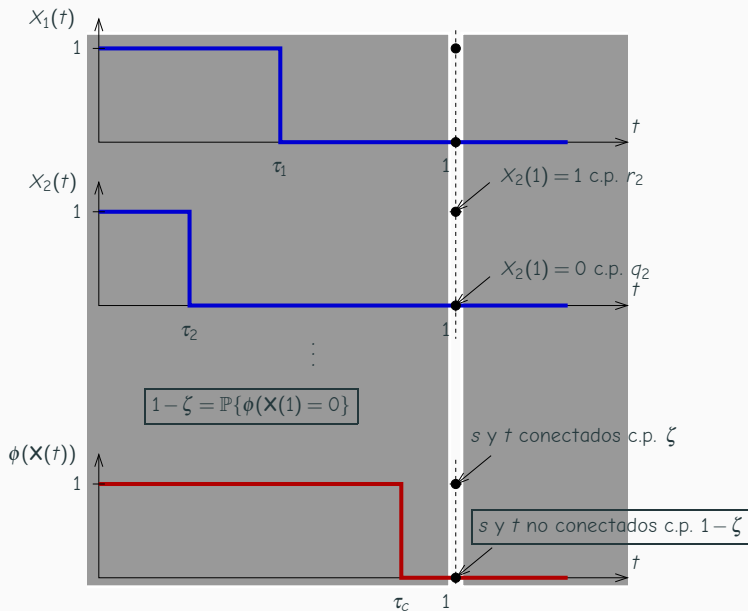
# El Proceso de Destrucción (PD)



# El Proceso de Destrucción (PD)

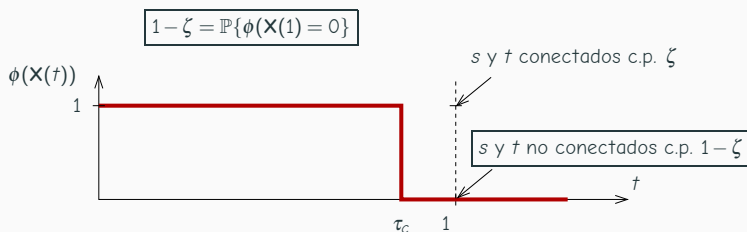


# Equivalencia con el Modelo Estático



Las probabilidades de encontrar los enlaces operativos (reparados) o fallados en el instante  $t = 1$ , son las mismas del modelo estático.

Observar el **PD** en  $t = 1$  equivale a observar el modelo estático.



Tanto el **PC** como el **PD** permiten construir secuencias de un modo similar,



sólo hay que elegir adecuadamente las tasas:

- en el **PC**:
  - $\lambda_i = -\ln(q_i)$
  - $1 - \zeta = \mathbb{P}\{\tau_{(c)} > 1\}$
- en el **PD**:
  - $\lambda_i = -\ln(r_i)$
  - $1 - \zeta = \mathbb{P}\{\tau_{(c)} < 1\}$ .

La simulación de tipo Monte Carlo Crudo puede hacerse indistintamente sobre ambos.



- 1 Sortear  $N$  secuencias independientes  $\{\tau_{(1)}^{(i)}, \tau_{(2)}^{(i)} \dots, \tau_{(c)}^{(i)}\}$ ,  $i = 1, \dots, N^{(*)}$ .
- 2 Para cada secuencia sorteada calcular el valor de la variable indicatriz  $I^{(i)}$ :

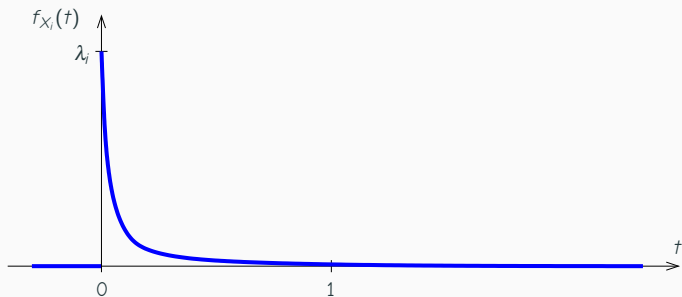
$$\text{PC} \rightarrow I^{(i)} = \begin{cases} 1 & \text{si } \tau_{(c)}^{(i)} > 1, \\ 0 & \text{caso contrario} \end{cases} \quad \text{PD} \rightarrow I^{(i)} = \begin{cases} 1 & \text{si } \tau_{(c)}^{(i)} < 1, \\ 0 & \text{caso contrario} \end{cases}$$

- 3 Promediar los  $N$  valores calculados:

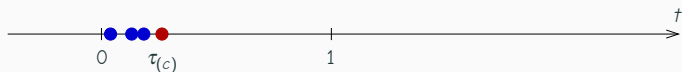
$$1 - \hat{\zeta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I^{(i)}$$

(\*) basadas en los parámetros que correspondan, según se trate del **PC** o del **PD**.

- Enlaces altamente confiables  $\rightarrow$  valores  $q_i$ ,  $i = 1, \dots, m$ , **muy pequeños**.
- Tasas  $\lambda_i = -\ln(q_i)$  **muy altas**.

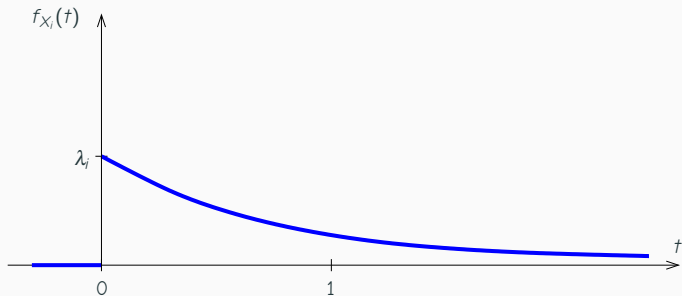


- Tiempos entre reparaciones: **muy bajos**.

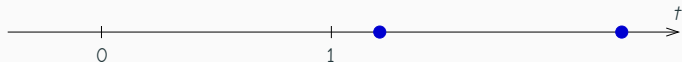


- $\{\tau_{(c)} > 1\} =$  evento raro  $\rightarrow 1 - \zeta = \mathbb{P}\{\tau_{(c)} > 1\} \ll 1$

- Enlaces altamente confiables  $\rightarrow$  valores  $r_i$ ,  $i = 1, \dots, m$ , **muy grandes**.
- Tasas  $\lambda_i = -\ln(r_i)$  **muy pequeñas**.



- Tiempos entre fallas: **muy grandes**.



- $\{\tau_{(c)} < 1\} =$  evento raro  $\rightarrow 1 - \zeta = \mathbb{P}\{\tau_{(c)} < 1\} \ll 1$





T. Elperin, I. B. Gertsbakh, and M. Lomonosov. "Estimation of Network Reliability Using Graph Evolution Models". In: *IEEE Transactions on Reliability* 40.5 (Dec. 1991), pp. 572–581.