

## MODELOS ESTOCÁSTICOS

### Exámenes

Junio 2020 - 1ª Sesión

**Enunciado 1 (Modelo de cola con clientes impacientes).** En una oficina, en el instante que consideramos inicial,  $t = 0$ , hay un servidor atendiendo a un cliente y dos clientes esperando en cola. El orden de la cola es el siguiente: primero está  $C_1$  y detrás  $C_2$ . Tan pronto el servidor quede libre, el cliente que esté primero en la cola pasará a ser atendido y el segundo pasará a la primera posición de la cola.

Pero los clientes son impacientes y no están dispuestos a esperar en cola todo el tiempo que sea necesario hasta que llegue su turno, sino que tienen ciertas restricciones. Así, el cliente  $C_1$  no está dispuesto a esperar en la cola más de un tiempo aleatorio  $T_1$ , de manera que si transcurre ese tiempo sin haber pasado a ser atendido,  $C_1$  abandonará la cola. Análogamente, el cliente  $C_2$  esperará en cola hasta que haya transcurrido un tiempo aleatorio  $T_2$ ; transcurrido ese tiempo, si antes no ha pasado a ser atendido, también abandonará la cola.

Los clientes, una vez han sido servido o han abandonado la cola, salen inmediatamente de la oficina.

Supongamos que las variables  $T_1, T_2$  son independientes y tienen distribución exponencial de parámetro  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$ , respectivamente; que el tiempo de servicio de cada cliente es exponencial de parámetro  $\lambda > 0$  y que todas estas variables son independientes:

**Cuestión 1.** Calcular la probabilidad de que  $C_1$  sea atendido.

**Cuestión 2.** Hallar la distribución del tiempo que tarda en salir de la oficina. Comprobar el resultado de la cuestión anterior.

**Cuestión 3.** Calcular la probabilidad de que  $C_2$  sea atendido.

Solución:

**Cuestión 1.** Sea  $T$  el tiempo que tarda el servidor en atender al cliente que está actualmente siendo atendido. La probabilidad de que  $C_1$  sea atendido es igual a la probabilidad de que no se marche antes de que termine el servidor de atender al cliente actual. Se tiene entonces que

$$P\{C_1 \text{ atendido}\} = P\{T \leq T_1\}.$$

Teniendo en cuenta la independencia de estas variables aleatorias y sus respectivas distribuciones, se tiene que

$$\{C_1 \text{ at.}\} = P\{T \leq T_1\} = \int_0^\infty f_T(t) \bar{F}_{T_1}(t) dt = \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t} e^{-\lambda_1 t} dt = \frac{\lambda}{\lambda + \lambda_1}.$$

**Cuestión 2.** Mantenemos la nomenclatura de la cuestión anterior y añadimos  $T^*$ , que hace referencia al tiempo que tarda el servidor en atender a  $C_1$  en caso de que este sea atendido. Llamaremos también  $S_1$  al tiempo que tarda  $C_1$  en salir de la oficina.

- Si  $C_1$  llega a ser atendido, se tiene que  $S_1 = T + T^*$
- Si  $C_1$  se va sin ser atendido se tiene que  $S_1 = T_1$ .

## MODELOS ESTOCÁSTICOS

### Exámenes

Tenemos entonces que para todo  $t \geq 0$  es

$$\begin{aligned} P\{S_1 \leq t\} &= P\{C_1 \text{ at.}\}P\{S_1 \leq t \mid C_1 \text{ at.}\} + P\{C_1 \text{ no at.}\}P\{S_1 \leq t \mid C_1 \text{ no at.}\} = \\ &= P\{C_1 \text{ at.}\}P\{T+T^* \leq t \mid T \leq T_1\} + P\{C_1 \text{ no at.}\}P\{T_1 \leq t \mid T_1 < T\}. \end{aligned}$$

Se tiene que  $T+T^* \mid T \leq T_1$  tiene la misma distribución que  $\min\{T, T_1\}$ . Esta distribución es exponencial de parámetro  $\lambda + \lambda_1$ . Por ser  $T^*$  independiente de  $T$  y  $T_1$ , se tiene entonces que la distribución de  $T+T^* \mid T \leq T_1$  es la de la suma de dos exponenciales de parámetros  $\lambda + \lambda_1$  y  $\lambda$ . Por tanto, se tiene que para  $t \geq 0$  se verifica

$$\begin{aligned} P\{T+T^* \leq t \mid T \leq T_1\} &= P\{\min\{T, T_1\} + T^* \leq t\} = \int_0^t \lambda e^{-\lambda s} (1 - e^{-(\lambda+\lambda_1)(t-s)}) ds = \\ &= 1 - \left(1 + \frac{\lambda}{\lambda_1}\right) e^{-\lambda t} + \frac{\lambda}{\lambda_1} e^{-(\lambda+\lambda_1)t}. \end{aligned}$$

Análogamente, se tiene que

$$P\{T_1 \leq t \mid T_1 < T\} = P\{\min\{T_1, T\} \leq t\} = 1 - e^{-(\lambda+\lambda_1)t}.$$

Concluimos entonces que

$$\begin{aligned} P\{S_1 \leq t\} &= \frac{\lambda}{\lambda + \lambda_1} \left[ 1 - \left(1 + \frac{\lambda}{\lambda_1}\right) e^{-\lambda t} + \frac{\lambda}{\lambda_1} e^{-(\lambda+\lambda_1)t} \right] + \frac{\lambda_1}{\lambda + \lambda_1} [1 - e^{-(\lambda+\lambda_1)t}] = \\ &= 1 - \frac{\lambda}{\lambda + \lambda_1} \left(1 + \frac{\lambda}{\lambda_1}\right) e^{-\lambda t} + \left( \frac{\lambda}{\lambda + \lambda_1} \frac{\lambda}{\lambda_1} - \frac{\lambda_1}{\lambda + \lambda_1} \right) e^{-(\lambda+\lambda_1)t} = \\ &= 1 - \frac{\lambda}{\lambda_1} e^{-\lambda t} - \left(1 - \frac{\lambda}{\lambda_1}\right) e^{-(\lambda+\lambda_1)t}. \end{aligned}$$

Así, la función de distribución del tiempo que pasa el cliente  $C_1$  en la oficina viene dada por

$$F(S_1) = 1 - \frac{\lambda}{\lambda_1} e^{-\lambda t} - \left(1 - \frac{\lambda}{\lambda_1}\right) e^{-(\lambda+\lambda_1)t} \text{ para } t \geq 0,$$

que es la mixtura de dos exponenciales de parámetros  $\lambda$  y  $\lambda + \lambda_1$  con pesos  $\frac{\lambda}{\lambda_1}$  y  $1 - \frac{\lambda}{\lambda_1}$ , respectivamente.

**Cuestión 3.** Para calcular la probabilidad de que  $C_2$  sea atendido observamos que

- Si  $C_1$  llega a ser atendido, entonces  $C_2$  será atendido si  $T+T^* \leq T_2$ .
- Si  $C_1$  no llega a ser atendido, entonces  $C_2$  será atendido si  $T \leq T_2$ .

Observamos que

$$P\{C_2 \text{ at.} \mid C_1 \text{ at.}\} = P\{T+T^* \leq T_2 \mid T \leq T_1\},$$

## MODELOS ESTOCÁSTICOS

### Exámenes

donde volvemos a observar que  $T \mid T \leq T_1$  tiene la distribución de  $\min\{T, T_1\}$ , que es exponencial de parámetro  $\lambda + \lambda_1$ . Usando cálculos del apartado anterior, se tiene que

$$\begin{aligned} P\{C_2 \text{ at.} \mid C_1 \text{ at.}\} &= P\{T + T^* \leq T_2 \mid T \leq T_1\} = P\{\min\{T, T_1\} + T^* \leq T_2\} = \\ &= \int_0^\infty \lambda_2 e^{-\lambda_2 t} \left(1 - \frac{\lambda}{\lambda_1} e^{-\lambda t} - \left(1 - \frac{\lambda}{\lambda_1}\right) e^{-(\lambda + \lambda_1)t}\right) dt = 1 - \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \left(\frac{\lambda}{\lambda + \lambda_2} + \frac{\lambda_1 - \lambda}{\lambda + \lambda_1 + \lambda_2}\right). \end{aligned}$$

Por otra parte, se tiene que

$$P\{C_2 \text{ at.} \mid C_1 \text{ no at.}\} = P\{T \leq T_2 \mid T_1 < T\},$$

donde  $T \mid T_1 < T$  tiene la misma distribución que  $\max\{T, T_1\}$ , y viene dada por

$$P\{\max\{T, T_1\} \leq t\} = (1 - e^{-\lambda t})(1 - e^{-\lambda_1 t}) = 1 - e^{-\lambda t} - e^{-\lambda_1 t} + e^{-(\lambda + \lambda_1)t}.$$

Condicionando ahora por  $T_2$  se llega a que

$$\begin{aligned} P\{C_2 \text{ at.} \mid C_1 \text{ no at.}\} &= P\{T \leq T_2 \mid T_1 < T\} = \\ &= \int_0^\infty \lambda_2 e^{-\lambda_2 t} (1 - e^{-\lambda t} - e^{-\lambda_1 t} + e^{-(\lambda + \lambda_1)t}) dt = 1 - \frac{\lambda_2}{\lambda + \lambda_2} - \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} + \frac{\lambda_2}{\lambda + \lambda_1 + \lambda_2}. \end{aligned}$$

Por tanto, se tiene que

$$\begin{aligned} P\{C_2 \text{ at.}\} &= P\{C_1 \text{ at.}\} P\{C_2 \text{ at.} \mid C_1 \text{ at.}\} + P\{C_1 \text{ no at.}\} P\{C_2 \text{ at.} \mid C_1 \text{ no at.}\} = \\ &= \frac{\lambda}{\lambda + \lambda_1} \left(1 - \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \left(\frac{\lambda}{\lambda + \lambda_2} + \frac{\lambda_1 - \lambda}{\lambda + \lambda_1 + \lambda_2}\right)\right) + \frac{\lambda_1}{\lambda + \lambda_1} \left(1 - \frac{\lambda_2}{\lambda + \lambda_2} - \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} + \frac{\lambda_2}{\lambda + \lambda_1 + \lambda_2}\right) = \\ &= 1 - \frac{\lambda}{\lambda + \lambda_1} \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \left(\frac{\lambda}{\lambda + \lambda_2} + \frac{\lambda_1 - \lambda}{\lambda + \lambda_1 + \lambda_2}\right) - \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\lambda + \lambda_1} \left(\frac{1}{\lambda + \lambda_2} + \frac{1}{\lambda_1 + \lambda_2} - \frac{1}{\lambda + \lambda_1 + \lambda_2}\right). \end{aligned}$$

Teniéndose entonces que

$$P\{C_2 \text{ at.}\} = 1 - \frac{\lambda}{\lambda + \lambda_1} \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \left(\frac{\lambda}{\lambda + \lambda_2} + \frac{\lambda_1 - \lambda}{\lambda + \lambda_1 + \lambda_2}\right) - \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\lambda + \lambda_1} \left(\frac{1}{\lambda + \lambda_2} + \frac{1}{\lambda_1 + \lambda_2} - \frac{1}{\lambda + \lambda_1 + \lambda_2}\right)$$