



## **Tarea 4**

Funciones en análisis de supervivencia

### **Modelos de series de Tiempo y Supervivencia**

**Profesor:** Naranjo Albarrán Lizbeth

**Adjuntos:** Reyes González Belén

Rivas Godoy Yadira

**Integrantes:** Cuéllar Chávez Eduardo de Jesús

García Tapia Jesús Eduardo

Miranda Meraz Areli Gissell

Ramírez Maciel José Antonio

Saldaña Morales Ricardo

**Grupo:** 9249

**Fecha:** 02/DIC/2021

1. Resuelva lo siguiente:

a) Suponga que la función de riesgo de asociada a un tiempo de supervivencia es una función lineal  $h(t) = a + bt$  donde  $a > 0$  y  $b \in \mathbb{R}$ . Obtenga:  $S(t)$ ,  $F(t)$ ,  $f(t)$ ,  $h(t)$ , y la media, mediana y moda de la distribución. Grafique las funciones.

b) Supongo que una función de supervivencia está definida por  $S(t) = \exp(-t^\gamma)$  para  $0 \leq t$ . Obtenga su función de densidad  $f(t)$  y su función de riesgo  $h(t)$ .

### Solución

a) Sea  $h(t) = a + bt$

Como

$$H(t) = \int_0^t h(u) du \\ \Rightarrow H(t) = \int_0^t a + bu du = au|_0^t + \frac{bu^2}{2}|_0^t = at + \frac{bt^2}{2}$$

Veamos  $S(t)$ ,

$$S(t) = e^{\int_0^t h(u) du} = e^{-H(t)} = e^{-(at + \frac{bt^2}{2})}$$

Ahora, veamos  $F(t)$ , como

$$S(t) = 1 - F(t) \\ \Rightarrow F(t) = 1 - S(t) = 1 - e^{-(at + \frac{bt^2}{2})}$$

Por otro lado, como

$$F'(t) = f(t) \\ \Rightarrow \frac{d \left( 1 - e^{-(at + \frac{bt^2}{2})} \right)}{dt} = f(t) = - \left( - \left( a + \frac{2bt}{2} \right) e^{-(at + \frac{bt^2}{2})} \right) = (a + bt) e^{-(at + \frac{bt^2}{2})}$$

De manera alternativa,

$$f(t) = h(t) e^{\int_0^t h(u) du} = h(t) S(t) = (a + bt) e^{-(at + \frac{bt^2}{2})}$$

Veamos la media:

$$\int_0^\infty t(a + bt) e^{-(at + \frac{bt^2}{2})} dt$$

Haciendo cambio de variable, sea  $u = \frac{bt^2}{2} + at \Rightarrow du = (a + bt)dt$ , despejando t

$$\frac{bt^2}{2} + at - u = 0 \implies \frac{a + \sqrt{a^2 - 4\left(\frac{b}{2}\right)(-u)}}{2\left(\frac{b}{2}\right)} = x$$

(Nos quedamos con el signo positivo por el soporte)

$$\implies \frac{a + \sqrt{a^2 + 2bu}}{b} = x$$

$$\implies \mathbb{E}(X) = \int_0^\infty \left[ \frac{a + \sqrt{a^2 + 2bu}}{b} \right] e^{-u} du$$

$$= \frac{a}{b} \int_0^\infty e^{-u} du + \frac{1}{b} \int_0^\infty \sqrt{a^2 + 2bu} e^{-u} du$$

$$= -\frac{a}{b} e^{-u} \Big|_0^\infty + \frac{1}{b} \int_0^\infty \sqrt{a^2 + 2bu} e^{-u} du$$

$$= -\frac{a}{b} \left[ \lim_{u \rightarrow \infty} e^{-u} - e^0 \right] + \frac{1}{b} \int_0^\infty \sqrt{a^2 + 2bu} e^{-u} du$$

$$= -\frac{a}{b} [0 - 1] + \frac{1}{b} \int_0^\infty \sqrt{a^2 + 2bu} e^{-u} du$$

$$= \frac{a}{b} + \frac{1}{b} \int_0^\infty \sqrt{a^2 + 2bu} e^{-u} du \quad (1)$$

Sea

$$y = \frac{(a^2 + 2bu)^{\frac{3}{2}}}{3b}$$

$$\implies dy = \sqrt{a^2 + 2bu} du$$

$$\implies 3by = (a^2 + 2bu)^{\frac{3}{2}}$$

$$\implies (3by)^{\frac{2}{3}} = a^2 + 2bu$$

$$\implies \frac{(3by)^{\frac{2}{3}} - a^2}{2b} = u$$

Dado lo anterior, continuamos desarrollando donde nos quedamos en (1)

$$= \frac{1}{b} \int_{\frac{a^3}{b}}^\infty e^{-\left[\frac{(3by)^{\frac{2}{3}} - a^2}{2b}\right]} dy$$

$$= \frac{1}{b} \int_{\frac{a^3}{b}}^\infty e^{-\frac{(3by)^{\frac{2}{3}}}{2b}} e^{\frac{a^2}{2b}} dy$$

$$= \frac{1}{b} e^{\frac{a^2}{2b}} \int_{\frac{a^3}{b}}^\infty e^{-\frac{(3by)^{\frac{2}{3}}}{2b}} dy$$

$$\therefore \mathbb{E}[X] = \frac{a}{b} + \frac{1}{b} e^{\frac{a^2}{2b}} \int_{\frac{a^3}{b}}^\infty e^{-\frac{(3by)^{\frac{2}{3}}}{2b}} dy$$

Lo dejamos expresado solamente, debido a que no se puede integrar.

Ahora veamos la moda:

\*\*

$$\begin{aligned}
& (a + bt)e^{-\left(at + \frac{bt^2}{2}\right)} \\
& = ae^{-\left(at + \frac{bt^2}{2}\right)} + bte^{-\left(at + \frac{bt^2}{2}\right)} \\
\frac{df(t)}{df} & = a(-a - bt)e^{-\left(at + \frac{bt^2}{2}\right)} + b\left(e^{-at + \frac{bt^2}{2}} + t\left[(-a - bt)e^{\left(at + \frac{bt^2}{2}\right)}\right]\right) \\
& = -(a^2 + abt)e^{-\left(at + \frac{bt^2}{2}\right)} + be^{-at + \frac{bt^2}{2}} - bt(a + bt)e^{-\left(at + \frac{bt^2}{2}\right)} \\
& = e^{-\left(at + \frac{bt^2}{2}\right)}(-a^2 - abt + b - bat - b^2t^2) \\
& = -e^{-\left(at + \frac{bt^2}{2}\right)}(a^2 + abt - b + bat + b^2t^2) \\
& = -e^{-\left(at + \frac{bt^2}{2}\right)}(a^2 + 2abt + b^2t^2 - b) \quad (2)
\end{aligned}$$

Igualando a cero, como  $e^{-x} > 0 \quad \forall x$ ;

$$\begin{aligned}
(2) & = 0 \quad \text{si y solo si} \quad a^2 + 2abt + b^2t^2 - b = 0 \\
\Rightarrow x & = \frac{-2ab \pm \sqrt{(2ab)^2 - 4(b^2)(a^2 - b)}}{2b^2} \\
& = -\frac{a}{b} \pm \frac{1}{2b} \sqrt{4a^2b^2 - 4a^2b^2 + 4b} \\
& = -\frac{a}{b} + \frac{1}{2b} \sqrt{4b} \\
t & = -\frac{a}{b} + \frac{2}{2b} \sqrt{b} \quad \text{si } b > 0 \\
t & = -\frac{a}{b} + \frac{1}{\sqrt{b}} > 0 \\
& \text{si y solo si} \quad \frac{1}{\sqrt{b}} > \frac{a}{b} \\
& \text{si y solo si} \quad \sqrt{b} > a \\
& \text{si y solo si} \quad b > a^2 \\
& a^2 + 2abt + b^2t^2 - b > 0
\end{aligned}$$

\*\*

$$\begin{aligned}
& -e^{-\left(at+\frac{bt^2}{2}\right)}(a^2+2abt+b^2t^2-b) \\
& = a^2(a+bt)e^{-\left(at+\frac{bt^2}{2}\right)} + 2ab\left(t(a+bt)e^{-\left(at+\frac{bt^2}{2}\right)} - e^{-\left(at+\frac{bt^2}{2}\right)}\right) \\
& + b^2\left(t^2(a+bt)e^{-\left(at+\frac{bt^2}{2}\right)} - 2te^{-\left(at+\frac{bt^2}{2}\right)}\right) - b(a+bt)e^{-\left(at+\frac{bt^2}{2}\right)} \\
& = e^{-\left(at+\frac{bt^2}{2}\right)}(a^3+a^2bt+2a^2bt+2ab^2t^2-2ab+ab^2t^2+b^3t^3-t-ab-b^2t)
\end{aligned}$$

\*\*

$$= a^3 + 2a^2bt + 2a^2bt + 3ab^2t^2 + b^3t^3 - 3b^2t * 3ab$$

\*\*

$$\begin{aligned}
& = (a+bt)(a^2+2abt+b(bt^2-3)) \\
& t = -\frac{a}{b} + \frac{1}{\sqrt{b}} \implies bt = -a + \sqrt{b} \implies 2abt = -a^2 + 2a\sqrt{b} \\
& b^2t^2 = b^2\left(\frac{a^2}{b^2} - \frac{2a}{b^{\frac{3}{2}}} + \frac{1}{b}\right) = a^2 - 2a\sqrt{b} + b \\
& = (a + \sqrt{b} - a)(a^2 - 2a^2 + 2a\sqrt{b} + a^2 - 2a\sqrt{b} + b - 3b) \\
& = (\sqrt{b})(-2b) = -2b^{\frac{3}{2}} < 0 \\
& \therefore \text{Es un máximo como } *
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& a^2 + 2abt + b^2t^2 - b < a^2 + 2a \\
& -a^2 - 2abt - b(bt^2 - 1) \\
& < -2abt - b^2t^2 + b \\
& < -2abt + b \\
& < -2abt \\
& < 0
\end{aligned}$$

Entonces, si  $b < 0$  siempre es decreciente, por lo que su máximo es en  $t = 0$  (donde empieza). Lo mismo si  $b < a^2$ ; ya que alcanza su máximo en un  $t < 0$ ; Por lo que de ahí decrece, entonces su máximo sería en  $t = 0$ .

$$\begin{aligned}
& (2b^{\frac{3}{2}} - a)(a^2 - 4ab^{\frac{3}{2}} + 4b^3 - 3b) \\
& 2a^2b^{\frac{3}{2}} - 8ab^3 + 8b^{\frac{a}{2}} - 6b^{\frac{5}{2}} - a^3 + 4a^2b^{\frac{3}{2}} - 4ab^3 + 3ab \\
& ba^2b^{\frac{3}{2}} - 12ab^3 + 8b^{\frac{a}{2}} - 6b^{\frac{5}{2}} + 3ab - a^3
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \ln(0.5) = -at \\
& -a^{-1}\ln(0.5) = t
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
1 - e^{-(at + \frac{bt^2}{2})} = .05 &\Leftrightarrow 0.5 = e^{-at + \frac{bt^2}{2}} \\
&\Leftrightarrow \ln(.05) = -at - \frac{bt^2}{2} \\
&\Leftrightarrow -\ln(0.5) = at + \frac{bt^2}{2} \\
&\Leftrightarrow \frac{b}{2} \left( t^2 + \frac{2at}{b} \right) = -\ln(0.5) \\
&\Leftrightarrow \frac{b}{2} \left( t^2 + \frac{2at}{b} + \left( \frac{a}{b} \right)^2 - \left( \frac{a}{b} \right)^2 \right) = \ln(2) \\
&\Leftrightarrow \frac{b}{2} \left( \left( t + \frac{a}{b} \right)^2 - \left( \frac{a}{b} \right)^2 \right) = \ln(2) \\
&\Leftrightarrow \left( t + \frac{a}{b} \right)^2 - \left( \frac{a}{b} \right)^2 = \frac{2\ln(2)}{b} \\
&\Leftrightarrow \left( t + \frac{a}{b} \right)^2 = \frac{2\ln(2)}{b} + \frac{a^2}{b^2} \\
&\Leftrightarrow t + \frac{a}{b} = \sqrt{\frac{2b\ln(2) + a^2}{b^2}} \\
&\Leftrightarrow t = \frac{\sqrt{a^2 + 2b\ln(2)}b}{b} - \frac{a}{b} \\
&\Leftrightarrow t = \frac{-a + \sqrt{a^2 + 2b\ln(2)}}{b} \\
\therefore \text{ La media es } t &= \frac{-a + \sqrt{a^2 + 2b\ln(2)}}{b}
\end{aligned}$$

Ahora, como  $t > 0$ , solo está definido si:

$$-a + \sqrt{a^2 + 2b\ln(2)} > 0 \Leftrightarrow \sqrt{a^2 + 2b\ln(2)} > a$$

Pero,  $\ln(2) > 0$ ;  $2 > 0$ , entonces necesitamos que  $b > 0$ !, ya que, de lo contrario  $\sqrt{a^2 + 2b\ln(2)} < a$ . Ahora, si  $b = 0$ , se reduce a una exponencial con  $\lambda = a$ . Si  $b < 0$ , el soporte debería ser  $(0, \frac{a}{-b})$ ; ya que si  $b < 0$  y  $t > \frac{a}{-b}$ ;  $at + \frac{bt^2}{2}$  es decreciente.

Veamos que:

$$\begin{aligned}
at + \frac{bt^2}{2} = 0 &\Leftrightarrow t(a + \frac{bt}{2}) = 0 \\
&\Leftrightarrow t = 0 \quad \text{ó} \quad a + \frac{bt}{2} = 0 \\
&\Leftrightarrow \frac{bt}{2} = -a \\
&\Leftrightarrow t = \frac{-2a}{b}
\end{aligned}$$

b) Sabemos que  $S(t) = \exp(-t^\gamma)$ , entonces obtendremos las funciones que se nos piden.

Función de densidad:

$$\begin{aligned}
S(t) = \exp(-t^\gamma) &\implies F(x) = 1 - e^{-x^\gamma} \\
&\implies f(x) = -e^{-x^\gamma} * (-\gamma x^{\gamma-1}) \\
&= \gamma x^{\gamma-1} e^{-x^\gamma} \\
&\therefore \text{ la función de densidad es } = \gamma t^{\gamma-1} e^{-t^\gamma} \\
&\text{Ahora obtenemos la función de riesgo} \\
&\implies h(t) = \frac{\gamma t^{\gamma-1} e^{-t^\gamma}}{e^{-t^\gamma}} \\
&= \gamma t^{\gamma-1} \\
&\therefore \text{ la función de riesgo es } = \gamma t^{\gamma-1}
\end{aligned}$$

2. Resume las siguientes distribuciones: Exponencial, Weibull, Log-Normal, Gamma, Gompertz, Log-Logística, Geométrica. (Hint: Ver capítulo 7 del libro: Kleinbaum, D. & Klein, M. (2005) Survival Analysis. A Self-Learning Text. Springer.)

- ¿Qué distribuciones describen una tasa de riesgo constante?
- ¿Qué distribuciones describen una tasa de riesgo creciente? Identifica sus diferencias.
- ¿Qué distribuciones describen una tasa de riesgo decreciente? Identifica sus diferencias.
- Con R grafique las funciones  $S(t)$  y  $h(t)$  dando valores fijos para los parámetros de las funciones. (Hint: Revisa la sección 2.4 del libro: Moore, D.F. (2016) Applied Survival Analysis Using R. Use R! Springer.)

### Solución

De acuerdo con la bibliografía consultada y lo visto en clases sería:

- Exponencial, Weibull con  $\rho = 1$ , la geométrica y la Gamma.

Exponencial; con

$$\begin{aligned}
S(t) &= e^{-\lambda x} \\
f(x) &= \lambda e^{-\lambda x} \\
h(t) = \frac{f(x)}{S(t)} &\implies h(t) = \frac{\lambda e^{-\lambda x}}{e^{-\lambda x}} \\
&= \lambda
\end{aligned}$$

Geométrica con:

$$\begin{aligned}
S(t) &= (1 - \rho)^{K-1} \quad (\text{para la que tiene el soporte en } \mathbb{N} \setminus \{0\}) \\
f(t) &= (1 - \rho)^{K-1} \rho \\
\implies h(t) &= \frac{(1 - \rho)^{K-1} \rho}{(1 - \rho)^{K-1}} = \rho \rightarrow \text{constante} \\
S(t) &= (1 - \rho)^K \quad (\text{para la que tiene el soporte en } \mathbb{N}) \\
f(t) &= (1 - \rho)^K \rho \\
\implies h(t) &= \frac{(1 - \rho)^K \rho}{(1 - \rho)^K} = \rho \rightarrow \text{constante}
\end{aligned}$$

Por lo que la exponencial es buena para modelar riesgos constantes continuas, y la geométrica riesgos constantes discretos. Hay que aclarar que la Exponencial es un caso particular de la Weibull (Donde  $\rho = 1$ ) y, como el libro nos comenta que la Weibull es un caso particular de la Gamma Generalizada, por ende, la exponencial lo es.

- La Weibull, la Log-Normal, la Log-Logística, La Gompertz y La Gamma.

La Weibull cuando  $\gamma > 1$ , con

$$\begin{aligned} S(t) &= e^{-\lambda t^\gamma} \\ f(t) &= \gamma \lambda t^{\gamma-1} e^{-\lambda t^\gamma} \\ \Rightarrow h(t) &= \frac{\gamma \lambda t^{\gamma-1} e^{-\lambda t^\gamma}}{e^{-\lambda t^\gamma}} = \gamma \lambda t^{\gamma-1} \end{aligned}$$

Como  $\gamma > 1 \Rightarrow \gamma - 1 > 0 \Rightarrow t^{\gamma-1}$  es creciente.

La Log-Normal

$$S(t) = 1 - \phi\left(\frac{\ln(t) - \mu}{\theta}\right)$$

donde  $\phi(k)$  es la función de distribución de una  $Normal(0, 1)$  evaluada en  $x = k$

$$h(t) = \frac{\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2 t}} e^{-\left(\frac{(\ln(t) - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)}}{1 - \phi\left(\frac{\ln(t) - \mu}{\theta}\right)}$$

Aquí es “parcialmente” ya que, en clase vimos que cuando  $t$  es pequeña, comienza muy cerca de cero y va creciendo hasta alcanzar un máximo, para después decrecer.

La Log-logística con  $\gamma > 1$ ; de manera parcial. Ya que crece hasta alcanzar un máximo, pero luego decae

$$\begin{aligned} S(t) &= \frac{1}{1 + \lambda t^\gamma} \\ h(t) &= \frac{\gamma \lambda t^{\gamma-1}}{1 + \lambda t^\gamma} \end{aligned}$$

La Gompertz cuando  $\varphi > 1$ ; inicia cerca de cero y eventualmente crece hasta infinito

$$\begin{aligned} S(t) &= e^{-\left(\frac{\lambda}{\ln(\varphi)}(\varphi^t - 1)\right)} \\ h(t) &= \lambda \varphi^t \end{aligned}$$

Gamma, cuando  $K > 1$

$$S(t) = 1 - GI(K, \lambda t)$$

Donde  $GI(K, \lambda t) = \frac{1}{\Gamma(K)} \int_0^{\lambda t} u^{K-1} e^{-u} du$

$$h(t) = \frac{\frac{\lambda^K t^{K-1} e^{-\lambda t}}{\Gamma(K)}}{1 - GI(K, \lambda t)}$$

Los riesgos son nulos en un inciso, para positivamente crecer hasta hacerse constantes (Ya que en el límite en el límite converge a  $\alpha$ )

c) La log-logística, la Weibull, la log-normal, la Gompertz y la Gamma.



La log-logística, con  $\gamma \leq 1$ ; Aunque si  $\gamma > 1$  (primero crece muy rápido hasta alcanzar un máximo para después decrecer).

$$S(t) = \frac{1}{1 + \lambda t^\gamma}$$

$$h(t) = \frac{\gamma \lambda t^{\gamma-1}}{1 + \lambda t^\gamma}$$

La Weibull cuando  $\gamma < 1$  con

$$S(t) = e^{-\lambda t^\gamma}$$

$$f(t) = \gamma \lambda t^{\gamma-1} e^{-\lambda t^\gamma}$$

$$\Rightarrow h(t) = \frac{\gamma \lambda t^{\gamma-1} e^{-\lambda t^\gamma}}{e^{-\lambda t^\gamma}} = \gamma \lambda t^{\gamma-1}$$

como  $\gamma < 1 \Rightarrow \gamma - 1 < 0 \Rightarrow t^{\gamma-1}$  es creciente.

La Log-Normal

$$S(t) = 1 - \phi\left(\frac{\ln(t) - \mu}{\theta}\right)$$

donde  $\phi(k)$  es la función de distribución de una  $Normal(0, 1)$  evaluada en  $x = K$

$$h(t) = \frac{\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}t} e^{-\left(\frac{(\ln(t)-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)}}{1 - \phi\left(\frac{\ln(t)-\mu}{\theta}\right)}$$

Cuando  $\gamma \leq 1$  es monótona decreciente; Cuando  $\gamma > 1$ ; es “parcialmente” ya que, en clase vimos que:

Cuando  $t$  es pequeña, comienza muy cerca de cero y va decreciendo hasta alcanzar un máximo, para después decrecer

La Gompertz cuando  $\varphi > 1$ ; modela riesgos que

$$S(t) = e^{-\left(\frac{\lambda}{\ln(\varphi)}(\varphi^t - 1)\right)}$$

$$h(t) = \lambda \varphi^t$$

La Gamma, cuando  $K < 1$

$$S(t) = 1 - GI(K, \lambda t)$$

Donde  $GI(K, \lambda t) = \frac{1}{\Gamma(K)} \int_0^{\lambda t} u^{K-1} e^{-u} du$

$$h(t) = \frac{\frac{\lambda^K t^{K-1} e^{-\lambda t}}{\Gamma(K)}}{1 - GI(K, \lambda t)}$$

Los riesgos son grandes en un inicio, para posteriormente decrecer hasta hacerse constantes (Ya que el límite converge a  $\alpha$ ).

d)