

Tarea 1

Antonio, H. F.

2022-09-23

Problema 1

Propiedades de las funciones de riesgo. Supongamos que una variable aleatoria de supervivencia T con densidad una mezcla de dos exponenciales

$$f_T(t) = p\lambda e^{-\lambda t} + (1-p)\mu e^{-\mu t}; \quad t \geq 0 \quad (1)$$

donde $0 < p < 1$ es el parámetro de proporción de la mezcla $0 < \lambda < \mu < 1$ son parámetros de cada exponencial en la mezcla.

- Encuentre la función de supervivencia $S(t)$.
- Encuentre la función de riesgo $h(t)$ para T y explique analíticamente o intuitivamente por qué es decreciente en función de su argumento positivo t .

Solución a)

Recordando que $S(t) = P(T > t)$, y que $P(T > t) = 1 - P(T \leq t)$, además $P(T \leq t) = F_T(t)$, y finalmente sabemos que $F_T(t) = \int_0^t f_T(s)ds$, entonces,

$$\begin{aligned} S(t) &= 1 - \int_0^t p\lambda e^{-\lambda s} + (1-p)\mu e^{-\mu s} ds \\ S(t) &= 1 - [p(1 - e^{-\lambda t}) + (1-p)e^{-\mu t}] \end{aligned} \quad (2)$$

Solución b)

Recordando que $h(t) = \frac{f_T(t)}{S(t)}$, tenemos que,

$$h(t) = \frac{p\lambda e^{-\lambda t} + (1-p)\mu e^{-\mu t}}{1 - [p(1 - e^{-\lambda t}) + (1-p)e^{-\mu t}]} \quad (3)$$

Graficando la función de riesgo observamos que es decreciente en todo su dominio.



Problema 2

Sea la variable aleatoria $T = e^y$ que representa el tiempo de supervivencia con distribución en la familia log-localidad-escala

$$P(Y \geq y) = S_0\left(\frac{y - \mu}{\sigma}\right) \quad (4)$$

- a) Derive la función de densidad de probabilidades de T bajo el supuesto que $S_0(\mu) = 1 - \Phi(\mu)$, donde $\Phi(\mu)$ es la función de distribución de una $N(0, 1)$.
- b) Derive la función de densidad de probabilidades de T bajo el supuesto que $S_0(\mu) = -e^\mu$, use $\alpha = e^\mu$ y $\beta = \frac{1}{\sigma}$.

Solución a)

De (4) tenemos que,

$$P(Y \leq y) = 1 - \left(1 - \Phi\left(\frac{y - \mu}{\sigma}\right)\right)$$

Y sabemos que si $y = \log(t)$,

$$F_T(t) = P\left(U \leq \left(\frac{\log(t) - \mu}{\sigma}\right)\right)$$

Por lo tanto,

$$f_T(t) = \left(\frac{\log(t) - \mu}{\sigma}\right) \left(\frac{1}{\sigma t}\right) \quad (5)$$

La cual es la f.d.p. de una $LN(\mu, \sigma)$.

Solución b)

De (4) tenemos que,

$$P(Y \geq y) = 1 - \exp\left\{-\exp\left(\frac{\log(t) - \mu}{\sigma}\right)\right\}$$

Por lo tanto,

$$f_T(t) = \frac{1}{\sigma t} \exp\left\{\frac{\log(t) - \mu}{\sigma} - e^{\left(\frac{\log(t) - \mu}{\sigma}\right)}\right\} \quad (6)$$

La cual es la f.d.p. de una $Weibull(\alpha, \beta)$.

Problema 3

Sea T una variable aleatoria de tiempo de vida, con una función de riesgo en forma de bañera, tiene una distribución exponencial de potencia con función de supervivencia

$$S(t) = e^{1 - e^{(\lambda t)^\alpha}} \quad (3)$$

- Si $\alpha = 0.5$ demuestre que la función de riesgo tiene forma de bañera y encuentre el tiempo en que la tasa de riesgo cambia de decreciente a creciente.
- Si $\alpha = 2$, demuestre que la tasa de riesgo de T es monótona y creciente.

Problema 4

Un modelo utilizado en la construcción de **tablas de vida** es el de **tasa de riesgo constante** por partes. Aquí el eje de tiempo se divide en k intervalos, $[\tau_{i-1}, \tau_i)$, $i = 1, \dots, k$ con $\tau_0 = 0$ y $\tau_k = \infty$. La tasa de riesgo en el i -ésimo intervalo es un valor constante, θ_i eso es:

$$h(t) = \begin{cases} \theta_1 & 0 \leq t < \tau_1 \\ \theta_2 & \tau_1 \leq t < \tau_2 \\ \vdots & \vdots \\ \theta_{k-1} & \tau_{k-2} \leq t < \tau_{k-1} \\ \theta_k & \tau_{k-1} \leq t \end{cases} \quad (4)$$

- Obtenga la función de supervivencia $S(t)$.
- Encuentre la función de vida residual media (mean residual-life function).

Problema 5

En algunas aplicaciones, se incluye parámetro, llamado **tiempo de garantía**. Este parámetro ϕ es el tiempo más pequeño en que podría ocurrir una falla. Considere que en la variable aleatoria tiempo de vida T tiene una función de supervivencia *Weibull* de tres parámetros de distribución está dada por:

$$S(t) = \begin{cases} e^{-\lambda(t-\phi)^\alpha} & \text{si } t \geq \phi \\ 1 & \text{si } t < \phi \end{cases} \quad (5)$$

- Encuentre la función de riesgo y la función de densidad de la distribución *Weibull* de tres parámetros.
- Suponga que el tiempo de supervivencia T sigue una distribución Weibull de tres parámetros con $\alpha = 1$, $\lambda = 0.0075$ y $\phi = 100$. Encuentra la media y la mediana de los tiempos de vida.

Problema 6

Sea T una variable aleatoria de tiempo de vida con distribución *Weibull* de dos parámetros, con función de supervivencia

$$S(t) = \exp(-\lambda t^\alpha); \quad \lambda > 0, \alpha > 0, t > 0. \quad (6)$$

Suponga que tenemos una muestra aleatoria, derive la función de verosimilitud para los siguientes casos:

- Tenemos una m.a. de datos *truncados* por la izquierda (y_{li}, t_i) , sujetos a $y_{li} \leq t_i; i = 1, 2, \dots, n$ donde y_{li} son tiempos de truncamiento por la izquierda. (*tip* : $L_i = P(T = t_i | T \geq y_{li})$)
- Tenemos una m.a. de datos censurados por intervalo $(Li, Ri); i = 1, \dots, n$. (*tip* : $Li = P(Li \leq Ti \leq Ri)$)
- Datos con truncamiento doble (y_{li}, t_i, y_{ri}) , sujetos a $y_{li} \leq t_i \leq y_{ri}; i = 1, 2, \dots, n$. (*tip* : $Li = P(T = t_i | Li \leq Ti \leq Ri)$)
- (Caso censura por intervalo y truncamiento). Considere la un muestra de cuatro pacientes cuya edad al momento de su muerte estaba en los intervalos $(90, 120], (110, 15], (80, 100], (70, 75]$ sujeto a que la condición de entrada es de 90 años o mas. (*tip* : $Li = P(Li \leq Ti \leq Ri | T \geq y_{li})$)

Problema 7

Sea Y_1, Y_2, \dots, Y_n variables aleatorias continuas e independientes de supervivencia y sea Y una nueva variable aleatoria de supervivencia, definida $W = \min(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$. Si Y_i tiene función de supervivencia $SY_i(y) = \exp(-\alpha_i y^\beta)$ para $\alpha_i > 0, y > 0$, determine la función de riesgo para $n^{1/\beta}W$.

Problema 8

Los datos de benceno presentados en la Tabla anexa ilustran datos censurados por la izquierda tipo 1 con un solo nivel de censura de 2 ppb. Hay $N = 36$ observaciones, con $c = 33$ observaciones censuradas y $n = 3$ no censuradas. Los datos de tricloroetileno presentados en la Tabla tienen un nivel de censura de 5 ppb, con $N = 24$, $c = 10$, y $n = 14$. El conjunto de datos del río Skagit contiene 395 mediciones mensuales de concentraciones (mg/l) de amonio ($\text{NH}_3\text{-N}$) realizadas de enero 1978 hasta diciembre 2010. La Tabla muestra las 60 observaciones realizadas de enero 1978 y diciembre 2010, ordenadas de la más pequeña hasta la más grande, para la cual todas las observaciones están censuradas en 0.01 mg/l. Observe que hay muestras con valores observados de 0.01 mg/l, los cuales serán tratados diferente de las 16 muestras reportadas como < 0.01 mg/l.

Concentración de $\text{NH}_3\text{-N}$ (mg/l)								
< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01	$< .01$	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01
< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01	0.01	0.01
0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.03	0.03
0.03	0.03	0.03	0.03	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04
0.04	0.05	0.05	0.05	0.06	0.47			