



Universidad Católica
San Pablo

Ingeniería Electrónica y Telecomunicaciones

Probabilidad y Variable Aleatoria

Docente Rolando Linares Delgado

Laboratorio 02

Entregado el 01/07/2023

Camila Valentina Salazar Zúñiga

Semestre IV

2023-1

"La alumna declara haber realizado el presente trabajo de acuerdo a las normas de la Universidad Católica San Pablo"

Laboratorio 02

Ejercicios distribucion Gamma y Weibull

1. Sea $T \sim \Gamma(4, 0.5)$.

a) Determine μ_T .

$$a) \mu_T = \frac{4}{0.5} = 8$$

b) Determine σ_T .

$$b) \sigma_T^2 = \frac{4}{(0.5)^2} = 16$$

c) Determine $P(T \leq 1)$.

d) Determine $P(T \geq 4)$.

$$T = \Gamma(4, 0.5)$$

$$r = 4, \lambda = 0.5$$

$$\sigma_T = \sqrt{16} = 4$$

$$c) P(T \leq 1) = P(X \geq 4) \rightarrow X \sim \text{Poisson}(0.5)$$

$$= 1 - \sum_{j=0}^3 e^{-0.5} \cdot \frac{(0.5)^j}{j!}$$

$$= 0.00175$$

$$d) P(T \geq 4) = 1 - P(T \leq 3)$$

$$P(T \leq 3) = P(X \geq 4)$$

$$= 1 - \sum_{j=0}^3 e^{-0.5} \cdot \frac{(0.5)^j}{j!}$$

$$= 0.0656$$

$$\rightarrow 1 - P(T \leq 3) = 1 - 0.0656 = 0.9344$$

Si $T \sim \Gamma(r, \lambda)$ y r es un entero positivo, la función de distribución acumulativa de T está dada por

$$F(x) = P(T \leq x) = \begin{cases} 1 - \sum_{j=0}^{r-1} e^{-\lambda x} \frac{(\lambda x)^j}{j!} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} \quad (4.44)$$

```
1 #Problema 1
2 r<-4
3 lamda<-0.5
4 e<-2.71828
5 j<-0:(r-1)
6 #a) Esperanza
7 Esp<-4/0.5
8 Esp
9 #b) Desv Estandar
10 varianza<-4/(0.5**2)
11 Desv<-sqrt(varianza)
12 Desv
13 #c) P(T<=1) = P(X>=4)
14 x<-1
15 sumProb<-(e**(-lamda*x))*(((lamda*x)**j)/factorial(j))
16 P<-1-sum(sumProb)
17 P
18 #d) P(T>=4) = 1-P(T<=3)
19 #P(T<=3) = P(X>=4)
20 x<-3
21 #sumProb<-P(X>=4)
22 sumProb<-(e**(-lamda*x))*(((lamda*x)**j)/factorial(j))
23 #P<-1-(1-P(X>=4))
24 P<-1-(1-sum(sumProb))
25 P
```

```
> #Problema 1
> r<-4
> lamda<-0.5
> e<-2.71828
> j<-0:(r-1)
> #a) Esperanza
> Esp<-4/0.5
> Esp
[1] 8
> #b) Desv Estandar
> varianza<-4/(0.5**2)
> Desv<-sqrt(varianza)
> Desv
[1] 4
> #c) P(T<=1) = P(X>=4)
> x<-1
> sumProb<-(e**(-lamda*x))*(((lamda*x)**j)/factorial(j))
> P<-1-sum(sumProb)
> P
[1] 0.001751287
> #d) P(T>=4) = 1-P(T<=3)
> #P(T<=3) = P(X>=4)
> x<-3
> #sumProb<-P(X>=4)
> sumProb<-(e**(-lamda*x))*(((lamda*x)**j)/factorial(j))
> #P<-1-(1-P(X>=4))
> P<-1-(1-sum(sumProb))
> P
[1] 0.9343585
```

2. La duración, en años, de un tipo de motor eléctrico pequeño operando en condiciones adversas se distribuye exponencialmente con $\lambda = 3.6$. Cada vez que falla un motor, es reemplazado por otro del mismo tipo. Determine la probabilidad de que menos de seis motores falle dentro de un año.

$$\begin{aligned}
 P(T \leq 1) &= P(X < 6) & r &= 6 \\
 &= \sum_{j=0}^5 e^{-3.6} \cdot \frac{3.6^j}{j!} & \lambda &= 3.6 \\
 &= 0.84412
 \end{aligned}$$

```

26 #Problema 2
27 r<-6
28 lamda<-3.6
29 e<-2.71828
30 j<-0:(r-1)
31 #P(T<=1)
32 x<-1
33 sumProb<-(e**(-lamda*x))*(((lamda*x)**j)/factorial(j))
34 P<-sum(sumProb)
35 P

```

23:18 (Top Level) ↕

Console Terminal × Background Jobs ×

R 4.3.1 . ~/ ↗

```

> #Problema 2
> r<-6
> lamda<-3.6
> e<-2.71828
> j<-0:(r-1)
> #P(T<=1)
> x<-1
> sumProb<-(e**(-lamda*x))*(((lamda*x)**j)/factorial(j))
> P<-sum(sumProb)
> P
[1] 0.8441206

```

3. Sea $T \sim \text{Weibull}(0.5, 3)$.

a) Determine μ_T .

$$a) \mu_T = \frac{1}{3} \left(\frac{1}{0.5}! \right) = \frac{2}{3} = 0.6667$$

a) Determine σ_T .

$$b) \sigma_T^2 = \frac{1}{3^2} \left\{ \left(\frac{2}{0.5}! \right) - \left[\left(\frac{1}{0.5}! \right)^2 \right] \right\}$$

a) Determine $P(T < 1)$.

$$\sigma_T^2 = \frac{20}{9}$$

a) Determine $P(T > 5)$.

$$\sigma_T = \sqrt{\frac{20}{9}} = \frac{2\sqrt{5}}{3} = 1.4907$$

a) Determine $P(2 < T < 4)$.

$$c) P(T < 1) = 1 - e^{-(3)^{0.5}} = 0.8231$$

$$\alpha = 0.5$$

$$\beta = 3$$

$$d) P(T > 5) = 1 - P(T \leq 5) = 1 - (1 - e^{-(3 \cdot 5)^{0.5}}) = 1 - (0.9792) = 0.0208$$

$$e) P(2 < T < 4) = P(T \leq 4) - P(T \leq 2) = (1 - e^{-(3 \cdot 4)^{0.5}}) - (1 - e^{-(3 \cdot 2)^{0.5}}) = 0.9687 - 0.9137 = 0.055$$

```

36 #Problema 3
37 alfa<-0.5
38 beta<-3
39 #a) Media
40 Esp<-(1/beta)*(factorial(1/alfa))
41 Esp
42 #b) Desv Estandar
43 varianza<-(1/beta**2)*(factorial(2/alfa)-(factorial(1/alfa)**2))
44 Desv<-sqrt(varianza)
45 Desv
46 #c) P(T<1)
47 x<-1
48 Prob1<-1-e**(-(beta*x)**alfa)
49 Prob1
50 #d) P(T>5) = 1-P(T<=5)
51 x<-5
52 P<-1-e**(-(beta*x)**alfa)
53 Prob2<-1-P
54 Prob2
55 #e) P(2<T<4)
56 p1<-1-e**(-(beta*4)**alfa)
57 p2<-1-e**(-(beta*2)**alfa)
58 Prob3<-p1-p2
59 Prob3

> #Problema 3
> alfa<-0.5
> beta<-3
> #a) Media
> Esp<-(1/beta)*(factorial(1/alfa))
> Esp
[1] 0.6666667
> #b) Desv Estandar
> varianza<-(1/beta**2)*(factorial(2/alfa)-(factorial(1/alfa)**2))
> Desv<-sqrt(varianza)
> Desv
[1] 1.490712
> #c) P(T<1)
> x<-1
> Prob1<-1-e**(-(beta*x)**alfa)
> Prob1
[1] 0.8230786
> #d) P(T>5) = 1-P(T<=5)
> x<-5
> P<-1-e**(-(beta*x)**alfa)
> Prob2<-1-P
> Prob2
[1] 0.02079629
> #e) P(2<T<4)
> p1<-1-e**(-(beta*4)**alfa)
> p2<-1-e**(-(beta*2)**alfa)
> Prob3<-p1-p2
> Prob3
[1] 0.05503659

```


5. En el artículo "Parameter Estimation with Only One Complete Failure Observation" (W. Pang, P. Leung y colaboradores, en *International Journal of Reliability, Quality, and Safety Engineering*, 2001:109-122), se modela la duración, en horas, de cierto tipo de cojinete con la distribución de Weibull con parámetros $\alpha = 2.25$ y $\beta = 4.474 \times 10^{-4}$.

- Determine la probabilidad de que un cojinete dure más de 1 000 horas.
- Determine la probabilidad de que un cojinete dure menos de 2 000 horas.

$$\alpha = 2.25$$

$$\beta = 4.474 \times 10^{-4}$$

$$a) P(T > 1000) = 1 - P(T \leq 1000) \\ = 1 - (1 - e^{-(4.474 \times 10^{-4} \times 1000)^{2.25}})$$

$$= 0.8490$$

$$b) P(T < 2000) \\ = 1 - e^{-(4.474 \times 10^{-4} \times 2000)^{2.25}}$$

$$= 0.5410$$

```
60 #Problema 4
61 alfa<-2.25
62 beta<-4.474*(10**(-4))
63 #a) P(T>1000)
64 x=1000
65 P<-1-e**(-(beta*x)**alfa)
66 Prob<-1-P
67 Prob
68 #b) P(T>2000)
69 x<-2000
70 Prob2<-1-e**(-(beta*x)**alfa)
71 Prob2
```

74:4 (Top Level) ↕

Console Terminal × Background Jobs ×

R 4.3.1 · ~/

```
> #Problema 4
> alfa<-2.25
> beta<-4.474*(10**(-4))
> #a) P(T>1000)
> x=1000
> P<-1-e**(-(beta*x)**alfa)
> Prob<-1-P
> Prob
[1] 0.8489912
> #b) P(T>2000)
> x<-2000
> Prob2<-1-e**(-(beta*x)**alfa)
> Prob2
[1] 0.5410084
```