Ejercicio 1

González Paz Edgar

Desarrollo

- $p(x|\lambda)=\frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}, \ x\in\{0,1,2,\dots\}$

Distribución a priori $p(\lambda)$, $p(\lambda|\beta)$, $\lambda\sim\exp(\beta)$, β es un hiperparámetro.

$p(\lambda)=\exp(\beta)$

$p(\lambda)=\beta e^{-\beta\lambda}\mathbb{1}_{\{\lambda>0\}}$

Sea λ el número de autos que llegan en promedio de 5 a 8 pm

$\Rightarrow \mathbb{E}(\lambda)=\underset{T}{4}\cdot 180 = 720 \quad (1)$

3 horas ~ 180 minutos

5pm 8pm

Info. a priori expertos

¿Cómo cuántos autos llegan en promedio por minuto?

Pero $\lambda\sim\exp(\beta)$ y $\mathbb{E}(\lambda)=\frac{1}{\beta}$ (2)

$\Rightarrow$ De (1) y (2) se tiene que

$$\frac{1}{\beta}=720 \rightarrow \beta=\frac{1}{720}$$ Valor adecuado para β

Para la densidad a priori tenemos que

$$p(\lambda)=\frac{1}{720}e^{-\frac{1}{720}\lambda}, \ \lambda>0$$

- Registro total de llegadas durante las 3 horas, i.e., la m.a.o.

$$X=(751, 760, 744, 750, 753, 763, 706)$$

Para la distribución a posteriori

$$p(\theta|\underline{X})\propto p(\underline{X}|\theta)p(\theta)$$

$$p(\underline{X}|\lambda)=\prod_{i=1}^{n}p(x_i|\lambda)=\prod_{i=1}^{n}\frac{\lambda^{x_i}e^{-\lambda}}{x_i!}=\frac{\lambda^{\Sigma x_i}e^{-n\lambda}}{\prod_{i=1}^{n}x_i!}$$

$$\Rightarrow p(\lambda|\underline{X})\propto\left(\frac{\lambda^{\Sigma x_i}e^{-n\lambda}}{\prod_{i=1}^{n}x_i!}\right)\left(\beta e^{-\beta\lambda}\right)\mathbb{1}_{\{\lambda>0\}}$$

// Quitamos lo que no depende de λ //

$$\propto \lambda^{\Sigma x_i}e^{-n\lambda}e^{-\beta\lambda}\mathbb{1}_{\{\lambda>0\}}$$

$$\propto \lambda^{\Sigma x_i}e^{-\lambda(n+\beta)}\mathbb{1}_{\{\lambda>0\}}$$

$$\propto \lambda^{(1+\sum x_i)-1} e^{-\lambda(\beta+n)} \mathbb{1}\{\lambda>0\}$$

Es el Kernel de una Gamma$(1+\sum x_i, \beta+n)$

$$\Rightarrow p(\lambda|\underline{X}) = \frac{(\beta+n)^{1+\sum x_i} \lambda^{\sum x_i} e^{-\lambda(\beta+n)}}{\Gamma(1+\sum x_i)} \mathbb{1}\{\lambda>0\}$$

Sustituyendo tenemos que

$$p(\lambda|\underline{x}) = \frac{(\frac{1}{720}+7)^{1+5227} \lambda^{5227} e^{-\lambda(\frac{1}{720}+7)}}{\Gamma(1+5227)} \mathbb{1}\{\lambda>0\}$$

$$= \frac{(\frac{5041}{720})^{5228} \lambda^{5227} e^{-\lambda(\frac{5041}{720})}}{\Gamma(5228)} \mathbb{1}\{\lambda>0\}$$

- Función utilidad cuadrática

$u(\hat{\lambda},\lambda) := -(\hat{\lambda}-\lambda)^2$

Estimación puntual de λ.

- Estimador puntual a priori $\quad \Theta := \{\lambda | \lambda>0\}$

$$\hat{\lambda} = \int_{\Theta} \lambda p(\lambda)\, d\lambda = \int_0^\infty \lambda \frac{1}{720} e^{-\frac{1}{720}\lambda} d\lambda = //$$

Por partes
Sea $u=\lambda \quad dv = e^{-\frac{1}{720}\lambda} d\lambda$
$du = d\lambda \quad v = -720 e^{-\frac{1}{720}\lambda}$ //

$$\frac{1}{720}\left[(-720\lambda e^{-\frac{1}{720}\lambda})\Big|_0^\infty - \int_0^\infty -720 e^{-\frac{1}{720}\lambda} d\lambda\right] = \frac{1}{720}\left[(-720 \lim_{\lambda\to\infty} \lambda e^{-\frac{1}{720}\lambda}) - \right.$$

$$\left.(-720\cdot 0\cdot e^{-\frac{1}{720}\cdot 0}) + 720\int_0^\infty e^{-\frac{1}{720}\lambda} d\lambda\right] = \frac{1}{720}\left[0 - 0 + 720\int_0^\infty e^{-\frac{1}{720}\lambda} d\lambda\right] =$$

// CV Sea $u = -\frac{1}{720}\lambda$

$\Rightarrow du = -\frac{1}{720} d\lambda \quad -720\, du = d\lambda$ //

Limites Si $\lambda=0, u=0$
$\lambda\to\infty, u\to-\infty$

$$= \frac{1}{720}\left(720 \int_0^{-\infty} -720 e^u du\right) = -720\int_0^{-\infty} e^u du$$

$$= 720\int_{-\infty}^0 e^u du = 720(1) = 720$$

Estimador puntual a posteriori //De manera general//

$$\hat{\lambda} = \int_{\Theta} \lambda p(\lambda|\underline{X})\, d\lambda = \int_0^{\infty} \lambda (\beta+n)^{1+\sum x_i} \lambda^{\sum x_i} e^{-\lambda(\beta+n)} \frac{1}{\Gamma(1+\sum x_i)}\, d\lambda$$

$$= \frac{(\beta+n)^{1+\sum x_i}}{\Gamma(1+\sum x_i)} \int_0^{\infty} \lambda^{1+\sum x_i} e^{-\lambda(\beta+n)} d\lambda = //$$

CV Sea $t = (\beta+n)\lambda$ $\quad \frac{dt}{\beta+n} = d\lambda$

$dt = (\beta+n)\, d\lambda$

Límites

Si $\lambda = 0 \to t = 0$

Si $\lambda \to \infty \to \lambda \to \infty$

$$\lambda = \frac{t}{\beta+n} \to \lambda^{1+\sum x_i} = \left(\frac{t}{\beta+n}\right)^{1+\sum x_i} // = \frac{(\beta+n)^{1+\sum x_i}}{\Gamma(1+\sum x_i)} \cdot \frac{1}{\beta+n} \cdot \left(\frac{1}{\beta+n}\right)^{1+\sum x_i} \cdot \int_0^{\infty} t^{1+\sum x_i} \cdot e^{-t} dt$$

$$= \frac{(\beta+n)^{1+\sum x_i}}{(\beta+n)^{2+\sum x_i}} \frac{1}{\Gamma(1+\sum x_i)} \cdot \frac{\Gamma(2+\sum x_i)}{\Gamma(2+\sum x_i)} \int_0^{\infty} 1^{\sum x_i + 2 - 1} t^{(\sum x_i + 1 + 1) - 1} e^{-1t} dt$$

$\sim \Gamma(\sum x_i + 2, 1)$

$$= \frac{\Gamma(2+\sum x_i)}{(\beta+n)\Gamma(1+\sum x_i)} = // \Gamma(n) = (n-1)! \; // = \frac{(2+\sum x_i - 1)!}{(\beta+n)(1+\sum x_i - 1)!} = \frac{(1+\sum x_i)(\sum x_i)!}{(\beta+n)(\sum x_i)!} =$$

Para $n \in \mathbb{Z}^+$

$$= \frac{1+\sum x_i}{\beta+n}$$

$\Rightarrow$ En particular

$$\hat{\lambda} = \frac{1+5227}{\frac{1}{720}+7} = 746.708$$

- Para la región de probabilidad 0.95 de máxima densidad para λ.

$C \subset \Theta$ tal que $\int_C p(\lambda|x)\, d\lambda = 0.9$

Por la gráfica se puede ver que el intervalo de mayor probabilidad está concentrado entre los valores de 600 y 800, es un intervalo de la forma (a,b) donde $0 < a < K$ t.q. $\int_0^K p(\lambda|x)\, d\lambda = 0.1$

Utilizando R, el valor de $K \approx 733.5051$

$$\Rightarrow 0.9 = \int_a^b p(\lambda|x)\, d\lambda = F_\lambda(b) - F_\lambda(a)$$

$$\Rightarrow b = F_\lambda^{-1}(0.9) + F_\lambda(a))$$

Después de implementarlo en R, el intervalo de probabilidad 0.9 de máxima probabilidad para λ es $(726.0959, 761.4229)$

- Contraste de Hipótesis

a_1: Abrir una nueva caseta $\lambda \geq 760$

a_2: No abrir una nueva caseta $\lambda < 760$

$u(a_1, H_1) = \$10,000$ $\quad u(a_1, H_2) = -\$7,500$

$u(a_2, H_1) = 0$ $\quad u(a_2, H_2) = 0$

$$P(H_1) = P(\lambda \in \Theta_1) = P(\lambda \geq 760) = \int_{760}^{\infty} p(\lambda | \underline{x})\, d\lambda = 0.09956506$$

$$P(H_2) = P(\lambda \in \Theta_2) = P(\lambda < 760) = \int_{0}^{760} p(\lambda | \underline{x})\, d\lambda = 0.9004349$$

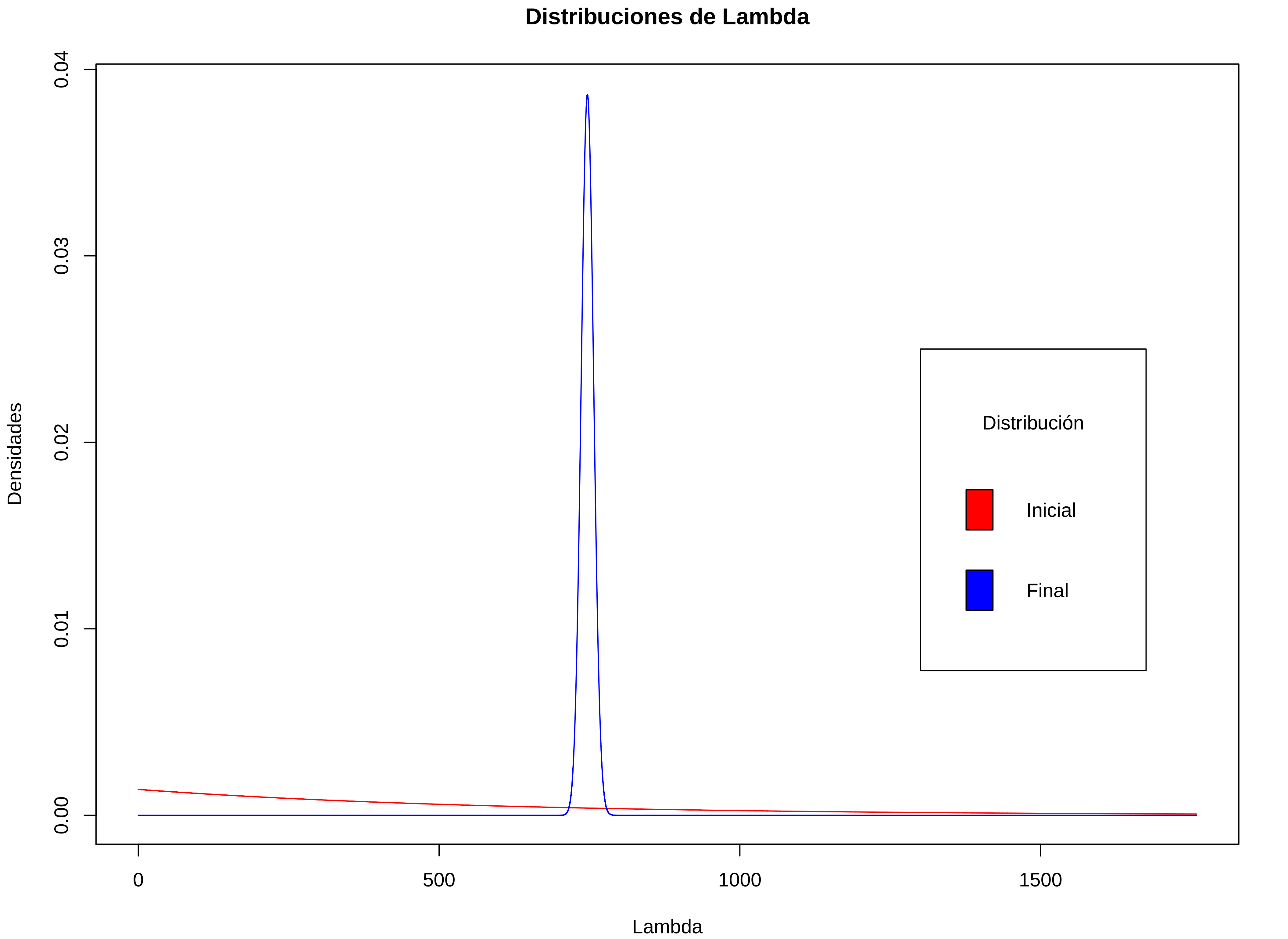
Utilizando la función de utilidad $\mathbb{1}\{i = j\}$, realizamos la tabla:

	H_1	H_2	
	0.09956	0.9004349	Utilidad Esperada
Acción 1	1	0	0.09956
Acción 2	0	1	0.9004349

Por lo tanto, conviene no abrir la caseta, bajo esta función, en la segunda decisión tenemos que:

	H_1	H_2	
	0.09956	0.90043	Utilidad Esperada
Acción 1	10,000	-7500	-5757.65
Acción 2	0	0	0

La decisión bajo esta función de utilidad nos indica no abrir la caseta para no tener pérdidas.


Distribuciones de Lambda
Densidades
0.00
0.01
0.02
0.03
0.04
0
500
1000
1500
Lambda
Distribución
Inicial
Final

Ejercicio 2

Edgar González Paz

Desarrollo

- $p(x|\theta) = \frac{1}{\theta} \mathbb{1}_{(0,\theta)}(x)$

Distribución a priori de $p(\theta)$, $p(\theta|\alpha,\beta)$, $\theta \sim Pareto(\alpha,\beta)$

$p(\theta) = Pareto(\alpha,\beta)$

$$p(\theta) = \frac{\alpha\beta^{\alpha}}{\theta^{\alpha+1}} \mathbb{1}_{\{\theta \geq \beta\}}$$

Una vez obtenidos los vdaes

$$\boxed{p(\theta) = \frac{0.2276}{\theta^{1.2276}} \mathbb{1}_{\{\theta > 1\}}}$$

Parámetros

β: valor mínimo posible, α: escala

$$\boxed{\beta = 1, \quad \alpha = \frac{\ln(2)}{\ln(21)}}$$

Sea θ las toneladas que tiene como demanda la fábrica en un día

Demanda mínima durante el último mes $= 1$ tonelada $\Rightarrow \beta = 1$

50% de las veces la demanda no supera 21 toneladas durante el último mes

$\mathbb{P}(\theta < 21) = 50\% = 0.5$

$1 - \mathbb{P}(\theta \geq 21) = 0.5$

$$\mathbb{P}(\theta > 21) = \begin{cases} \left(\frac{1}{21}\right)^{\alpha} & \text{si } 21 \geq 1 \checkmark \\ 1 & \text{si } 21 < 1 \times \end{cases}$$

$\Rightarrow 1 - 0.5 = \mathbb{P}(\theta \geq 21)$

$\Rightarrow 0.5 = \left(\frac{1}{21}\right)^{\alpha}$

$\Rightarrow 0.5^{1/\alpha} = \frac{1}{21}$

$\Rightarrow \frac{1}{\alpha}\ln(0.5) = \ln\left(\frac{1}{21}\right) = \ln(1) - \ln(21)$

$\Rightarrow \frac{1}{\alpha}(\ln(1) - \ln(2)) = -\ln(21)$

$-\ln(2) = -\alpha \ln(21) \Rightarrow \alpha = \frac{\ln(2)}{\ln(21)}$

Para la distribución a posteriori

$p(\theta|\underline{X}) \propto p(\underline{X}|\theta)p(\theta)$

$$p(\underline{X}|\theta) = \prod_{i=1}^{n} p(x_i|\theta) = \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{\theta} \mathbb{1}_{(0,\theta)}(x_i) = \frac{1}{\theta^n} \mathbb{1}_{\{X_{(n)} \leq \theta\}}$$

$$p(\theta|\underline{X}) \propto \frac{1}{\theta^n} \mathbb{1}_{\{X_{(n)} \leq \theta\}} \frac{\alpha\beta^{\alpha}}{\theta^{\alpha+1}} \mathbb{1}_{\{\theta > \beta\}}$$

$$\propto \frac{1}{\theta^{n+\alpha+1}} \mathbb{1}_{\{X_{(n)} \leq \theta\}} \mathbb{1}_{\{\beta < \theta\}}$$

$$\propto \frac{1}{\theta^{n+\alpha+1}} \mathbb{1}_{\{\max\{X_{(n)}, \beta\} < \theta\}}$$

Es el Kernel de una Pareto$(\alpha+n, \max\{X_{(n)}, \beta\})$

$$\Rightarrow p(\theta|\underline{X}) = \frac{(\alpha+n)\max\{X_{(n)},\beta\}^{\alpha+n}}{\theta^{\alpha+n+1}} \mathbb{1}_{\{\theta \geq \max\{X_{(n)},\beta\}\}}$$

En particular

$X_{(n)} = 36.95 \Rightarrow \max\{36.95, 1\} = 36.95$, $\alpha = \frac{\ln(2)}{\ln(21)}$, $n = 14$

$$\boxed{\Rightarrow p(\theta|\underline{X}) = \frac{(0.2276)\,36.95^{14.2276}}{\theta^{15.2276}} \mathbb{1}_{\{\theta \geq 36.95\}}}$$

- Gráficas en R.

- Distribuciones predictivas, tanto inicial como final.

$$p(\underset{\sim}{x}) = \int_{\Theta} p(\underset{\sim}{x}|\theta)\,p(\theta)\,d\theta = \int_{\Theta} \frac{1}{\theta} \mathbb{1}_{\{0<x\leq\theta\}} \frac{\alpha\beta^{\alpha}}{\theta^{\alpha+1}} \mathbb{1}_{\{\beta<\theta\}}\,d\theta$$

$$\left[\int_0^{\infty} \frac{1}{\theta^{\alpha+2}} \mathbb{1}_{\{\max\{X,\beta\}\leq\theta\}}\,d\theta\right]\alpha\beta^{\alpha} = p(x)$$

Hay dos casos, si $\max\{X,\beta\} = X \Rightarrow \beta < X$ ó si $\max\{X,\beta\} = \beta \Rightarrow X \leq \beta$

Si $X \leq \beta$

$$\Rightarrow p(x) = \alpha\beta^{\alpha}\left[\int_{\beta}^{\infty} \theta^{-(\alpha+2)}\,d\theta\right] = \alpha\beta^{\alpha}\left(\frac{\theta^{-(\alpha+1)}}{-(\alpha+1)}\right)\Bigg|_{\beta}^{\infty}$$

$$= \frac{\alpha\beta^{\alpha}}{-(\alpha+1)}\left(\lim_{\theta\to\infty}\theta^{-(\alpha+1)} - \beta^{-(\alpha+1)}\right) = -\frac{\alpha\beta^{\alpha}}{\alpha+1}\left(-\frac{1}{\beta^{\alpha+1}}\right)$$

$$= \frac{\alpha}{(\alpha+1)\beta}$$

Si $\beta < x$

$$\Rightarrow p(x) = \alpha\beta^{\alpha}\left[\int_x^{\infty} \theta^{-(\alpha+2)} d\theta\right] = \alpha\beta^{\alpha}\left(\frac{\theta^{-(\alpha+1)}}{-(\alpha+1)}\right)\Big|_x^{\infty}$$

$$= \frac{\alpha\beta^{\alpha}}{-(\alpha+1)}\left(\lim_{\theta\to\infty} \theta^{-(\alpha+1)} - x^{-(\alpha+1)}\right) = -\frac{\alpha\beta^{\alpha}}{\alpha+1}\left(\frac{1}{x^{\alpha+1}}\right) = \frac{\alpha\beta^{\alpha}}{(\alpha+1)x^{\alpha+1}}$$

$$\Rightarrow p(x) = \begin{cases} \frac{\alpha}{(\alpha+1)\beta} & \text{si } x \leq \beta \\ \frac{\alpha\beta^{\alpha}}{(\alpha+1)x^{\alpha+1}} & \text{si } x > \beta \end{cases}$$

Sustituyendo los valores.

$$p(x) = \frac{0.22767}{1.22767} 1\!\!1\{x \leq 1\} + \frac{0.22767}{1.22767\, x^{1.22767}} 1\!\!1\{x > 1\}$$

Para la distribución predictiva final

$$p(x^F | \underline{X}) = \int_{\Theta} p(x^F|\theta)p(\theta|\underline{X})\, d\theta = \int_{\Theta} \frac{1}{\theta} 1\!\!1\{0 < x \leq \theta\} \frac{(\alpha+n)\max\{X_{(n)},\beta\}^{\alpha+n}}{\theta^{\alpha+n+1}}$$

$$1\!\!1\{\max\{X_{(n)},\beta\} < \theta\}\, d\theta = (\alpha+n)\max\{X_{(n)},\beta\}^{\alpha+n}\int_0^{\infty} \theta^{-(n+\alpha+2)} 1\!\!1\{\max\{\gamma', x\} < \theta\}$$

"Sea $\gamma' = \max\{X_{(n)}, \beta\}$ "

Hay dos casos, si $\max\{\gamma', x\} = \gamma'$ ó $\max\{\gamma', x\} = x$
$x \leq \gamma'$ $\gamma' < x$

$\Rightarrow$ Si $x \leq \gamma'$

$$p(x|\underline{X}) = (\alpha+n)\gamma'^{\alpha+n}\left(\frac{\theta^{-(n+\alpha+1)}}{-(n+\alpha+1)}\right)\Big|_{\gamma'}^{\infty} = -\frac{(\alpha+n)\gamma'^{\alpha+n}}{n+\alpha+1}\left(\lim_{\theta\to\infty} \theta^{-(n+\alpha+1)} - \right.$$

$$\left.\gamma'^{-(n+\alpha+1)}\right) = \frac{(\alpha+n)\gamma'^{\alpha+n}}{(n+\alpha+1)\gamma'^{\alpha+n+1}} = \frac{\alpha+n}{(\alpha+n+1)\gamma'}$$

$\Rightarrow$ Si $\gamma' < x$

$$p(x|\underline{X}) = (\alpha+n)\gamma'^{\alpha+n}\left(\frac{\theta^{-(n+\alpha+1)}}{-(n+\alpha+1)}\right)\Big|_x^{\infty} = -\frac{(\alpha+n)\gamma'^{\alpha+n}}{n+\alpha+1}\left(\lim_{\theta\to\infty} \theta^{-(n+\alpha+1)}\right.$$

$$\left.- x^{-(n+\alpha+1)}\right) = \frac{(\alpha+n)\gamma'^{\alpha+n}}{(\alpha+n+1)x^{\alpha+n+1}}$$

Tenemos que

$$\Rightarrow p(x|\underline{X}) = \begin{cases} \dfrac{\alpha+n}{(\alpha+n+1)\gamma} & \text{si } x \leq \gamma \\[2ex] \dfrac{(\alpha+n)\gamma^{\alpha+n}}{(\alpha+n+1)x^{\alpha+n+1}} & \text{si } x > \gamma \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \dfrac{\alpha+n}{(\alpha+n+1)\max\{x_{(n)},\beta\}} & \text{si } x \leq \max\{x_{(n)},\beta\} \\[2ex] \dfrac{(\alpha+n)\max\{x_{(n)},\beta\}^{\alpha+n}}{(\alpha+n+1)x^{\alpha+n+1}} & \text{si } x > \max\{x_{(n)},\beta\} \end{cases}$$

- Gráficas en R
- Función utilidad cuadrática

$$p(x^F|\underline{X}) = \frac{14.2276}{15.2276(36.95)} \mathbb{1}_{\{x \leq 36.95\}} + \frac{14.2276(36.95)^{14.2276}}{15.2276\, x^{15.2276}} \mathbb{1}_{\{x > 36.95\}}$$

$u(\hat{x}^F, x^F) := -(\hat{x}^F - x^F)$

Estimación puntual de x.

- Estimador puntual a priori

$\mathcal{X} = \{x \mid 0 < x \leq \theta\}$

$$\hat{x}^F = \int_{\mathcal{X}} x^F p(x^F)\, dx^F = \int_{\mathcal{X}} x\left(\frac{\alpha}{(\alpha+1)\beta} \mathbb{1}_{\{x \leq \beta\}} + \frac{\alpha\beta}{(\alpha+1)x^{\alpha+1}} \mathbb{1}_{\{x > \beta\}}\right) dx$$

$$= \frac{\alpha}{(\alpha+1)\beta}\int_0^\beta x\, dx + \frac{\alpha\beta}{\alpha+1}\int_\beta^\infty \frac{x}{x^{\alpha+1}}\, dx$$

$$= \frac{\alpha}{(\alpha+1)\beta}\left(\frac{x^2}{2}\right)\Big|_0^\beta + \frac{\alpha\beta}{\alpha+1}\left(\frac{x^{-\alpha+1}}{-\alpha+1}\right)\Big|_\beta^\infty = \frac{\alpha}{(\alpha+1)\beta}\,\frac{\beta^2}{2} + \frac{\alpha\beta}{\alpha+1}\left(\lim_{x\to\infty}\frac{x^{-\alpha+1}}{-\alpha+1} - \frac{\beta^{-\alpha+1}}{-\alpha+1}\right) = \frac{\alpha\beta}{2(\alpha+1)} + \frac{\alpha\beta}{\alpha+1}\left(-\frac{\beta^{-\alpha+1}}{-\alpha+1}\right) = \frac{\alpha\beta}{2(\alpha+1)} + \frac{\alpha\beta^{-\alpha+2}}{\alpha^2-1}$$

$-(\alpha-1)$

Estimador puntual a posteriori

$$\hat{x}^F = \int_{\mathcal{X}} x^F p(x^F|\underline{X})\, dx^F = \int_{\mathcal{X}} x\left(\frac{\alpha+n}{(\alpha+n+1)\gamma} \mathbb{1}_{\{x \leq \gamma\}} + \frac{(\alpha+n)\gamma^{\alpha+n}}{(\alpha+n+1)x^{\alpha+n+1}} \mathbb{1}_{\{x > \gamma\}}\right) dx = \frac{\alpha+n}{(\alpha+n+1)\gamma}\left(\frac{x^2}{2}\right)\Big|_0^\gamma + \frac{(\alpha+n)\gamma^{\alpha+n}}{(\alpha+n+1)}\int_\gamma^\infty x^{-(\alpha+n)}\, dx$$

$$= \frac{(\alpha+n)\gamma^{2}}{2(\alpha+n+1)} + \frac{(\alpha+n)\gamma^{\alpha+n}}{\alpha+n+1}\left(\lim_{x\to\infty} \frac{x^{-(\alpha+n)+1}}{-(\alpha+n)+1} - \frac{\gamma^{-(\alpha+n)+1}}{-(\alpha+n)+1}\right)$$

$$= \frac{(\alpha+n)\gamma}{2(\alpha+n+1)} + \frac{(\alpha+n)\gamma^{\alpha+n}\gamma^{-(\alpha+n)+1}}{(\alpha+n+1)(\alpha+n-1)}$$

~ No sé :S

$\Rightarrow \hat{x}^F = -0.14733$

$$= \frac{(\alpha+n)\gamma^{1}}{2(\alpha+n+1)} + \frac{(\alpha+n)\quad\gamma^{1}}{(\alpha+n+1)(\alpha+n-1)}$$

$$= \frac{(\alpha+n)\gamma^{1}}{\alpha+n+1}\left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\alpha+n-1}\right)$$

$\Rightarrow \hat{x}^F = 19.8717$ ✓

- Para la región de probabilidad 0.95 de máxima densidad para x^F

$$\int_C p(x^F|\underline{X})\,dx^F = 0.95$$

No pude :c

- Para la prueba de hipótesis, tenemos las acciones siguientes a tomar en cuenta:

a_1: No comprar más material, a_2: Comprar más material

$u(a_i, H_j) = 1\!\!1_{\{i=j\}}$ Función de utilidad

Contraste: $H_1: x^F \leq 27$ vs $H_2: x^F > 27$

Tenemos que

$u(a_1, H_1) = 1\!\!1_{\{1=1\}} = 1 \quad u(a_1, H_2) = 0$

$u(a_2, H_1) = 0 \qquad u(a_2, H_2) = 0$

Calculamos la probabilidad para cada hipótesis

Usé R

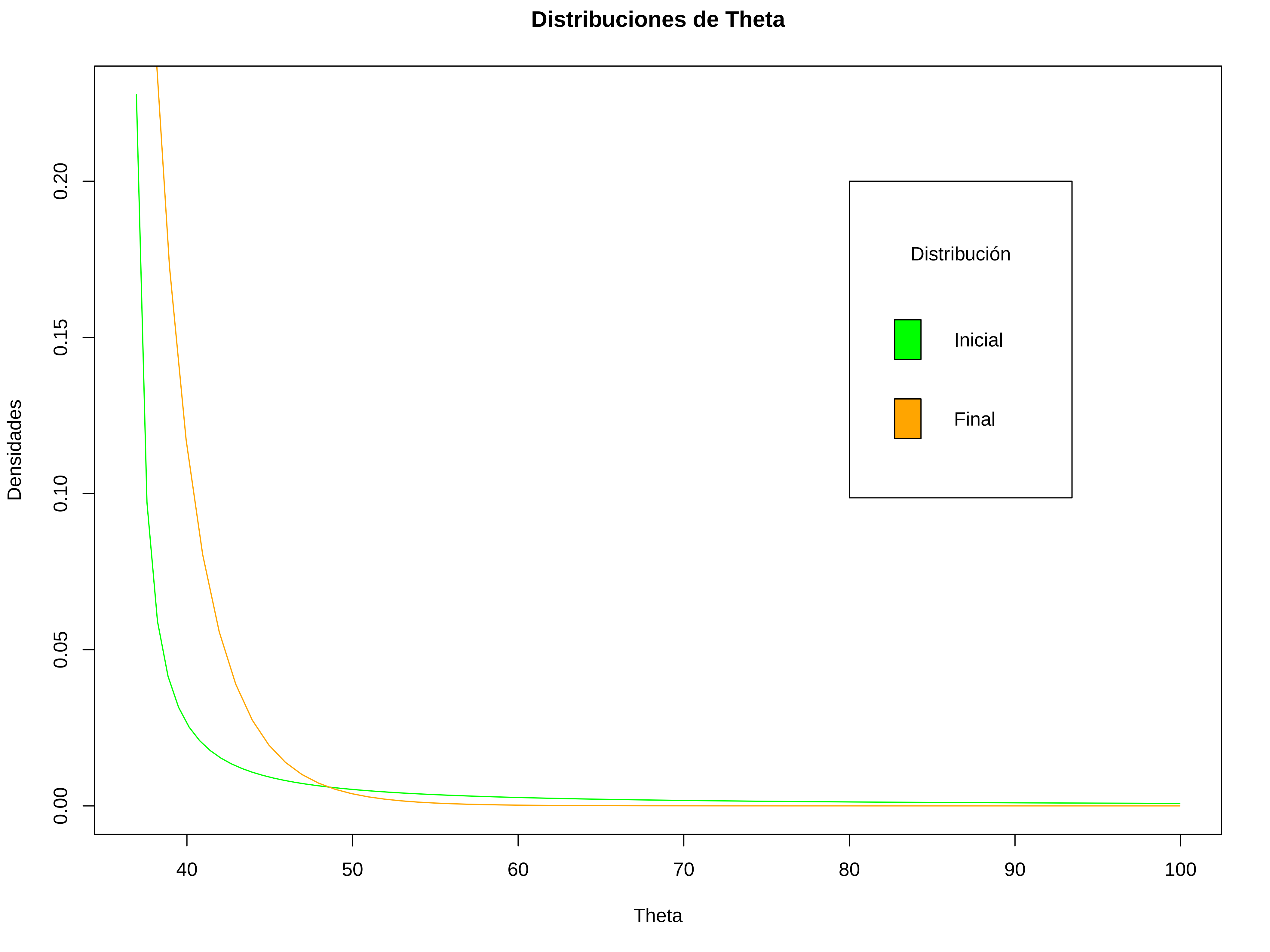
$\mathbb{P}(H_1) = \mathbb{P}(\theta \in \Theta_1) = \mathbb{P}(x^F \leq 27) = F_{x^F}(27) = 0.682731$

$\mathbb{P}(H_2) = \mathbb{P}(x^F > 27) = 1 - \mathbb{P}(x^F \leq 27) = 1 - 0.682731 = 0.3172$

Usando Teoría de la decisión, tenemos que

	H_1 $\mathbb{P}(H_1) = 0.6827$	H_2 $\mathbb{P}(H_2) = 0.3172$	Utilidad Esperada
a_1	1	0	0.6827
a_2	0	1	0.3172

En este caso bajo la teoría de la decisión y nuestra función de utilidad (indicadora), se recomienda no comprar más material pues que no existiría más demanda de la requerida.



Distribuciones de Theta
Distribución
Inicial
Final
Densidades
Theta
0.00
0.05
0.10
0.15
0.20
40
50
60
70
80
90
100