

Cálculos de la Tarea 1B

Inferencia Estadística

Ana
Daniel
Pablo

28 de

noviembre de 2020

Capítulo 6



Ejercicio 6.8.3:

- a) $(0.99 \cdot (10^{-5})) / (0.99 \cdot (10^{-5}) + 0.01 \cdot (1 - 10^{-5})) \approx 0.000989031$

$$a = (0.99 * (10^{-5})) / (0.99 * (10^{-5}) + 0.01 * (1 - 10^{-5}))$$

Out[]= 0.000989031

- b) $(0.01 \cdot (10^{-5})) / (0.01 \cdot (10^{-5}) + 0.99 \cdot (1 - 10^{-5})) = 0.000000101011$

$$b = (0.01 * (10^{-5})) / (0.01 * (10^{-5}) + 0.99 * (1 - 10^{-5}))$$

Out[]= 1.01011×10^{-7}

AccountingForm[1.01011 × 10⁻⁷]
 [forma contable]

Out[]:= AccountingForm=
 0.000000101011

- c) La suma de las probabilidades anteriores es aproximadamente: 0.000989132

a + b

Out[]:= 0.000989132



Ejercicio 6.8.8:

■ a)

Calculamos la fdp condicional:

In[]:= **Function**[x, PDF[PoissonDistribution[c * θ], x]] [x]
 [función] [fun·· [distribución Poisson]

$$\text{Out[]:= } \begin{cases} \frac{e^{-c\theta} (c\theta)^x}{x!} & x \geq 0 \\ 0 & \text{True} \end{cases}$$

Nos quedamos con la parte de $x \geq 0$

$$\text{In[]:= } \mathbf{fdpCondX} = \frac{e^{-c\theta} (c\theta)^x}{x!}$$

$$\text{Out[]:= } \frac{e^{-c\theta} (c\theta)^x}{x!}$$

Calculamos la fdp de θ :

In[]:= **Function**[θ, PDF[GammaDistribution[α, 1/λ], θ]] [θ]
 [función] [fun·· [distribución gamma]

$$\text{Out[]:= } \begin{cases} \frac{e^{-\theta\lambda} \theta^{-1+\alpha} \left(\frac{1}{\lambda}\right)^{-\alpha}}{\text{Gamma}[\alpha]} & \theta > 0 \\ 0 & \text{True} \end{cases}$$

In[]:= **FullSimplify**[**Piecewise**[{ { $\frac{e^{-\theta\lambda} \theta^{-1+\alpha} \left(\frac{1}{\lambda}\right)^{-\alpha}}{\text{Gamma}[\alpha]}$, $\theta > 0$ } }, 0]]
 [simplifica compl·· [función a trozos]

$$\text{Out[]:= } \begin{cases} \frac{e^{-\theta\lambda} \theta^{-1+\alpha} \left(\frac{1}{\lambda}\right)^{-\alpha}}{\text{Gamma}[\alpha]} & \theta > 0 \\ 0 & \text{True} \end{cases}$$

Nos quedamos con la parte de $\theta > 0$:

$$\text{In}[*]:= \text{fdp}\theta = \frac{e^{-\theta \lambda} \theta^{-1+\alpha} \left(\frac{1}{\lambda}\right)^{-\alpha}}{\text{Gamma}[\alpha]}$$

$$\text{Out}[*]= \frac{e^{-\theta \lambda} \theta^{-1+\alpha} \left(\frac{1}{\lambda}\right)^{-\alpha}}{\text{Gamma}[\alpha]}$$

$$\text{In}[*]:= \text{fdpX}\theta = \text{fdp}\theta * \text{fdpCondX}$$

$$\text{Out}[*]= \frac{e^{-c \theta - \theta \lambda} \theta^{-1+\alpha} (c \theta)^x \left(\frac{1}{\lambda}\right)^{-\alpha}}{x! \text{Gamma}[\alpha]}$$

La reescribimos. Por simplicidad, aquí $d1 := d^{\{*\}}$, $a1 := \alpha^{\{*\}}$ y $l1 := \lambda^{\{*\}}$:

$$\text{In}[*]:= \text{fdpX}\theta = d1 * (\theta^{\{a1-1\}}) * (e^{\{-l1 * \theta\}})$$

$$\text{Out}[*]= d1 e^{-l1 \theta} \theta^{-1+a1}$$

■ b)

Calculamos la integral de la fdp conjunta respecto a θ :

$$\text{In}[*]:= \text{fdpX} = \text{Integrate}[\text{fdpX}\theta, \{\theta, 0, \infty\}]$$

$$\text{Out}[*]= \text{ConditionalExpression}\left[d1 l1^{-a1} \text{Gamma}[a1], \text{Re}[a1] > 0 \&\& \text{Re}[l1] > 0\right]$$

$$\text{In}[*]:= \text{fdpCond}\theta = \text{fdpX}\theta / \text{fdpX}$$

$$\text{Out}[*]= \text{ConditionalExpression}\left[\frac{e^{-l1 \theta} l1^{a1} \theta^{-1+a1}}{\text{Gamma}[a1]}, \text{Re}[a1] > 0 \&\& \text{Re}[l1] > 0\right]$$



IV. Ejercicio 6.8.17:

■ a)

La esperanza de la variable aleatoria $\sqrt{v/U}$ es:

$$\text{In}[*]:= \text{Expectation}\left[\sqrt{\frac{v}{U}}, U \approx \text{GammaDistribution}\left[\frac{v}{2}, 2\right]\right]$$

$$\text{Out}[*]= \frac{\sqrt{v} \text{Gamma}\left[\frac{1}{2}(-1+v)\right]}{\sqrt{2} \text{Gamma}\left[\frac{v}{2}\right]}$$

La esperanza de la variable aleatoria v/U es:

```
In[ ]:= Expectation[ $\frac{v}{u}$ , U  $\approx$  GammaDistribution[ $\frac{v}{2}$ , 2]]
```

[expectación] [distribución gamma]

$$\text{Out[]} = \frac{v}{-2 + v}$$

■ b)

La fdp condicional es:

```
In[ ]:= fdpCond = Function[t, PDF[NormalDistribution[0, Sqrt[v/u]], t]] [t]
```

[función] [fun·· [distribución normal] [raíz cuadrada]

$$\text{Out[]} = \frac{e^{-\frac{t^2 u}{2v}}}{\sqrt{2\pi} \sqrt{\frac{v}{u}}}$$

Para la fdp de U, primero calculamos:

```
In[ ]:= Function[u, PDF[GammaDistribution[v/2, 2], u]] [u]
```

[función] [fun·· [distribución gamma]

$$\text{Out[]} = \begin{cases} \frac{2^{-v/2} e^{-u/2} u^{-1+\frac{v}{2}}}{\text{Gamma}\left[\frac{v}{2}\right]} & u > 0 \\ 0 & \text{True} \end{cases}$$

```
In[ ]:= FullSimplify[Piecewise[{ $\frac{2^{-v/2} e^{-u/2} u^{-1+\frac{v}{2}}}{\text{Gamma}\left[\frac{v}{2}\right]}$ , u > 0}], 0]]
```

[simplifica compl·· [función a trozos]

$$\text{Out[]} = \begin{cases} \frac{2^{-v/2} e^{-u/2} u^{-1+\frac{v}{2}}}{\text{Gamma}\left[\frac{v}{2}\right]} & u > 0 \\ 0 & \text{True} \end{cases}$$

Extraemos la parte de u>0 y hacemos:

```
In[ ]:= fdpU = ((2^(-v/2)) * (e^(-u/2)) * (u^(-1 + (v/2)))) / Gamma[v/2]
```

[gamma de Euler]

$$\text{Out[]} = \frac{2^{-v/2} e^{-u/2} u^{-1+\frac{v}{2}}}{\text{Gamma}\left[\frac{v}{2}\right]}$$

Después calculamos la fdp conjunta:

In[]:= **fdpConj = FullSimplify[fdpU * fdpCond]**
[simplifica completamente]

$$\text{Out[]} = \frac{2^{-\frac{1}{2}-\frac{\gamma}{2}} e^{-\frac{u(t^2+\gamma)}{2\gamma}} u^{-1+\frac{\gamma}{2}}}{\sqrt{\pi} \sqrt{\frac{\gamma}{u}} \text{Gamma}\left[\frac{\gamma}{2}\right]}$$

■ c)

Calculamos la integral de fdpConj para obtener la fdp marginal de T:

In[]:= **fdpT = Integrate[fdpConj, {u, 0, ∞}]**
[integra]

$$\text{Out[]} = \text{ConditionalExpression}\left[\frac{2^{-\frac{1}{2}-\frac{\gamma}{2}} \left(\frac{1}{2} + \frac{t^2}{2\gamma}\right)^{-\frac{1}{2}-\frac{\gamma}{2}} \text{Gamma}\left[\frac{1}{2} + \frac{\gamma}{2}\right]}{\sqrt{\pi} \sqrt{\gamma} \text{Gamma}\left[\frac{\gamma}{2}\right]}, \text{Re}\left[\frac{t^2}{\gamma}\right] > -1 \ \&\& \ \text{Re}[\gamma] > -1\right]$$

Capítulo 7

Ejercicio 7.8.12:

■ a)

Aquí calculamos la esperanza de X*Y (aunque esto no se necesito, por la independencia jeje):

In[]:= **Expectation[x * y, {x ≈ NormalDistribution[μ, σ], y ≈ NormalDistribution[γ, σ]}]**
[expectación] [distribución normal] [distribución normal]

Out[]:= $\gamma \mu$

Aquí calculamos la distribución de $\hat{X} - \hat{Y}$:

In[]:= **TransformedDistribution[x - y,**
[distribución transformada]
{x ≈ NormalDistribution[μ, Sqrt[σ^2 / n]], y ≈ NormalDistribution[γ, Sqrt[σ^2 / m]]}]
[distribución normal] [raíz cuadrada] [distribución normal] [raíz cuadrada]

$$\text{Out[]} = \text{NormalDistribution}\left[-\gamma + \mu, \sqrt{\frac{\sigma^2}{m} + \frac{\sigma^2}{n}}\right]$$

■ d)

Procedemos a hallar el estimador insesgado:
 Primero hallamos la distribución de U+V. Aquí P representa (U+V)/σ^2(2):

```
In[15]:= TransformedDistribution[ $\sigma^2 (2) * P$ ,  $P \approx \text{ChiSquareDistribution}[n + m - 2]$ ]
```

[distribución transformada] [distribución chi cuadrado]

```
Out[15]= GammaDistribution[ $\frac{1}{2} (-2 + m + n)$ ,  $2 \sigma^2$ ]
```

Calculamos su esperanza:

```
In[16]:= Mean[GammaDistribution[ $\frac{m + n - 2}{2}$ ,  $2 \sigma^2$ ]]
```

[media] [distribución gamma]

```
Out[16]=  $(-2 + m + n) \sigma^2$ 
```

Entonces ajustamos, para que esta esperanza sea $\sigma^2(2)$:

```
In[18]:= TransformedDistribution[( $\sigma^2 (2) * P$ ) / (m + n - 2),  $P \approx \text{ChiSquareDistribution}[n + m - 2]$ ]
```

[distribución transformada] [distribución chi cuadrado]

```
Out[18]= GammaDistribution[ $\frac{1}{2} (-2 + m + n)$ ,  $\frac{2 \sigma^2}{-2 + m + n}$ ]
```

Comprobamos que la esperanza nos da lo que deseábamos:

```
In[19]:= Mean[GammaDistribution[ $\frac{1}{2} (-2 + m + n)$ ,  $\frac{2 \sigma^2}{-2 + m + n}$ ]]
```

[media] [distribución gamma]

```
Out[19]=  $\sigma^2$ 
```

Aquí se puede ver cómo $(m+n-2)*W/\sigma^2(2)$ se distribuye como una $\chi^2(2)$ con $n+m-2$ grados de libertad (vimos en clase que $\text{Gamma}((m+n-2)/2, 1/2)$ es $\chi^2(2)_{(n+m-2)}$).

```
In[20]:= TransformedDistribution[( $(m + n - 2) * W$ ) /  $\sigma^2 (2)$ ,  $W \approx \text{GammaDistribution}[\frac{m + n - 2}{2}, \frac{2 \sigma^2}{m + n - 2}]$ ]
```

[distribución transformada] [distribución gamma]

```
Out[20]= GammaDistribution[ $\frac{1}{2} (-2 + m + n)$ ,  $2$ ]
```

Ejercicio 7.8.18:

■ a)

Aquí verificamos cuáles son las distribuciones del numerador y del denominador de W .

```
In[21]:= TransformedDistribution[U / v, U  $\approx \text{ChiSquareDistribution}[v]$ ]
```

[distribución transformada] [distribución chi cuadrado]

```
Out[21]= GammaDistribution[ $\frac{v}{2}$ ,  $\frac{2}{v}$ ]
```

```
In[ ]:= TransformedDistribution[V / μ, V ≈ ChiSquareDistribution[μ]]
      |distribución transformada      |distribución chi cuadrado
```

```
Out[ ]:= GammaDistribution[ $\frac{\mu}{2}$ ,  $\frac{2}{\mu}$ ]
```

Aquí verificamos que W se distribuya efectivamente como la distribución F:

```
In[ ]:= TransformedDistribution[(U / ν) / (V / μ),
      |distribución transformada
      {U ≈ ChiSquareDistribution[ν], V ≈ ChiSquareDistribution[μ]}]
      |distribución chi cuadrado      |distribución chi cuadrado
```

```
Out[ ]:= FRatioDistribution[ν, μ]
```

```
In[ ]:= PDF[FRatioDistribution[ν, μ]]
      |fun...|distribución razón f
```

```
Out[ ]:= Function[x, { $\frac{x^{-1+\frac{\nu}{2}} \mu^{\mu/2} \nu^{\nu/2} (\mu+x \nu)^{\frac{1}{2}(-\mu-\nu)}}{\text{Beta}[\frac{\nu}{2}, \frac{\mu}{2}]}$  x > 0, Listable]
      0 True
```

Finalmente, aquí calculamos la distribución de la v.a $(\nu W)/(\mu + \nu W)$ con $W \approx F_{\nu, \mu}$. Y vemos que, efectivamente, la distribución es una Beta y nos da los parámetros buscados.

```
In[ ]:= TransformedDistribution[(ν * W) / (μ + ν * W), W ≈ FRatioDistribution[ν, μ]]
      |distribución transformada      |distribución razón f
```

```
Out[ ]:= BetaDistribution[ $\frac{\nu}{2}$ ,  $\frac{\mu}{2}$ ]
```

■ b)

Aquí hacemos el cálculo de $a/(1-a)$:

```
In[ ]:= a = Y / (1 + Y)
```

```
Out[ ]:=  $\frac{Y}{1 + Y}$ 
```

```
In[ ]:= 1 - a
```

```
Out[ ]:=  $1 - \frac{Y}{1 + Y}$ 
```

```
In[ ]:= Simplify[ $1 - \frac{Y}{1 + Y}$ ]
      |simplifica
```

```
Out[ ]:=  $\frac{1}{1 + Y}$ 
```

$$\text{In[8]:= } a / (1 - a)$$

$$\text{Out[8]:= } \frac{Y}{(1 + Y) \left(1 - \frac{Y}{1+Y}\right)}$$

$$\text{In[9]:= Simplify}\left[\frac{Y}{(1 + Y) \left(1 - \frac{Y}{1+Y}\right)}\right]$$

[simplifica]

■ c)

Aquí calculamos la distribución de W y nos damos cuenta que se distribuye como una Beta Prima Generalizada.

$$\text{In[1]:= TransformedDistribution}\left[Y * (\mu / \nu), Y \approx \text{BetaPrimeDistribution}\left[\nu / 2, \mu / 2\right]\right]$$

[distribución transformada] *[distribución beta prima]*

$$\text{Out[1]:= BetaPrimeDistribution}\left[\frac{\nu}{2}, \frac{\mu}{2}, \frac{\mu}{\nu}\right]$$

Aquí comparamos las fdp de la Beta Prima y de la F, para guiarnos en los cálculos.

$$\text{In[2]:= PDF}\left[\text{BetaPrimeDistribution}\left[\frac{\nu}{2}, \frac{\mu}{2}, \frac{\mu}{\nu}\right], x\right]$$

[fun...] *[distribución beta prima]*

$$\text{Out[2]:= } \begin{cases} \frac{\nu \left(\frac{x\nu}{\mu}\right)^{-1+\frac{\nu}{2}} \left(1+\frac{x\nu}{\mu}\right)^{-\frac{\mu-\nu}{2}}}{\mu \text{Beta}\left[\frac{\nu}{2}, \frac{\mu}{2}\right]} & x > 0 \\ 0 & \text{True} \end{cases}$$

$$\text{In[3]:= PDF}\left[\text{FRatioDistribution}\left[\nu, \mu\right]\right]$$

[fun...] *[distribución razón f]*

$$\text{Out[3]:= Function}\left[x, \begin{cases} \frac{x^{-1+\frac{\nu}{2}} \mu^{\mu/2} \nu^{\nu/2} (\mu+x\nu)^{\frac{1}{2}(-\mu-\nu)}}{\text{Beta}\left[\frac{\nu}{2}, \frac{\mu}{2}\right]} & x > 0 \\ 0 & \text{True} \end{cases}, \text{Listable}\right]$$

■ d)

Aquí calculamos la distribución de T^(2), donde T se distribuye como una t de Student.

$$\text{In[6]:= TransformedDistribution}\left[T^2(2), T \approx \text{StudentTDistribution}[k]\right]$$

[distribución transformada] *[distribución t de Student]*

$$\text{Out[6]:= FRatioDistribution}\left[1, k\right]$$

$$\text{In[14]:= TransformedDistribution}\left[U / \sigma^2(2), U \approx \text{ChiSquareDistribution}[n - 1]\right]$$

[distribución transformada] *[distribución chi cuadrado]*