Problema 1

Los siguientes 15 datos forman una muestra aleatoria de una distribución Gama con parámetro de forma $\alpha = 3$ y parámetro de escala $\beta = 2$ (la media es $\alpha\beta$ y la varianza $\alpha\beta^2$).

```
14.18, 10.99, 3.38, 6.76, 5.56, 1.26, 4.05, 4.61, 1.78, 3.84, 4.69, 2.12, 2.39, 16.75, 4.19
```

Encuentre un intervalo de confianza para la media de la distribución.

Estudiemos la muestra proporcionada en el enunciado. Siendo $X_1, X_2, ..., X_{15} \sim Gamma(\alpha = 3, \beta = 2)$ la muestra, calculamos su media muestral como estimador de la media real,

$$\bar{X}_{15} = \frac{1}{15} \sum_{i=1}^{15} X_i = 5.77$$

Queremos encontrar un intervalo de confianza para la media $\theta := \alpha \beta$ de nuestra distribución basandonos en la muestra proporcionada. Para ello generamos B muestras Bootstrap x^* de tamaño n, remuestreando los datos originales con remplazamiento. Para cada una de estas muestras calculamos el estimador de la media obteniendo $(\hat{\theta}_1^*, \hat{\theta}_2^*, ..., \hat{\theta}_B^*)$. Así obtenemos una muestra como aproximación a la distribución del estimador $\hat{\theta}$ de la media.

Algorithm 1: Intervalos de confianza Bootstrap

```
def bootstrap_ci(sample, resample, estimator, confidence = .95):
# Estimate with sample
est = estimator(sample)
# Estimated values list
bestimated_lst = []
# Resample multiple times and estimate
for idx in range (resample):
    bsmpl = bootstrap_sample(sample)
    bestimated_lst.append(estimator(bsmpl))
# Estimate .95, .5 quantiles from sample
alpha = 1.0 - confidence
quantiles = np. quantile (bestimated_lst, [alpha / 2.0, 1.0 - alpha / 2.0])
# Basic confidence interval
basic_ci = (2 * est - quantiles[1], 2 * est - quantiles[0])
# Percentile confidence interval
percen_ci = (quantiles [0], quantiles [1])
```

Utilizando nuestra implementación en python para aproximar la verdadera distribución del estimador $\hat{\theta}$ daremos las estimaciones de los intervalos de confianza de la media usando el **método básico** y el **método de percentiles**, que se calculan de la siguiente manera,

$$Basico = \left[2\hat{\theta} - \hat{\theta}_{1-\alpha/2}^*, 2\hat{\theta} - \hat{\theta}_{\alpha/2}^*\right] \tag{1}$$

$$Percentil = [\hat{\theta}_{1-\alpha/2}^*, \hat{\theta}_{\alpha/2}^*] \tag{2}$$

Un comentario de la notas de Bootstrap compartidas en clase [1], es que el intervalo **Percentil** no se recomienda utilizar por no tener una justificación sólida. A comparación sabemos que de el intervalo **Básico**, la distribución del estimador Bootstrap $\hat{\theta}^* - \hat{\theta}$ converge al distribución empírica cuando B se hace grande, y a su vez a la distribución real cuando n se hace grande (Sección 6 [1]).

Así obtuvimos las estimaciones de los intervalos, usando B=10,000 que es el número de remuestreos Bootstrap a hacer,

$$Basico = [3.3744, 7.7973]$$
 (3)

$$Percentil = [3.7426, 8.1655]$$
 (4)

Problema 2

En la librería boot de R accesar los datos cd4, los cuales son conteos de células CD4 en pacientes HIV-positivos al inicio y después de 1 año de tratamiento con un antiviral.

a) Construya un intervalo bootstrap para el coeficiente de correlación entre los conteos base y los conteos después del tratamiento.

En este caso queremos encontrar un intervalo de confianza para el coeficiente de correlación los datos CD4, siendo X el conteo de celulas CD4 al inicio y Y el conteo despues de un año de tratamiento.

Con una muestra $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), ..., (X_{20}, Y_{20})$ podemos calcular un estimador de su coefficiente de correlación como, siendo en nuestro caso partícular igual a,

$$\hat{\theta}_{xy} = \frac{n \sum x_i y_i - \sum x_i \sum y_i}{\sqrt{n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2} \sqrt{n \sum y_i^2 - (\sum y_i)^2}} = 0.7231$$

0	baseline	oneyear
1	2.12	2.47
2	4.35	4.61
3	3.39	5.26
4	2.51	3.02
5	4.04	6.36
6	5.10	5.93
7	3.77	3.93
8	3.35	4.09
9	4.10	4.88
10	3.35	3.81
11	4.15	4.74
12	3.56	3.29
13	3.39	5.55
14	1.88	2.82
15	2.56	4.23
16	2.96	3.23
17	2.49	2.56
18	3.03	4.31
19	2.66	4.37
20	3.00	2.40

Figura 1: Dataset CD4

.

Utilizamos los mismos métodos que en el ejercicio anterior para aproximar la distribución de nuestro estimador $\hat{\theta}$ utilizando el método de **Bootstrap No Parámetrico** y contruimos los dos intervalos de confianza con los métodos **Básico** y **Percentil**. Obteniendo los siguientes resultados, con B = 10,000,

$$Basico = [0.5825, 0.9455] \tag{5}$$

$$Percentil = [0.5007, 0.8638]$$
 (6)

b) Calcule el coefiente estimado de correlación corregido por sesgo usando el jackknife.

A continuación presentamos el estimador Jacknife para nuestro estimador muestral del coeficiente de correlación $\hat{\theta}$:

$$\hat{\theta}_{(.)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \hat{\theta}_{(i)}$$

Siendo $\hat{\theta}_{(i)}$ el estimador resultante de quitar el **i-esimo** elemento (x_i, y_i) de la muestra y volver a calcular el coefficiente de correlación. Finalmente el estimador corregido por sesgo usando jacknife se calcula de la siguiente manera,

$$\hat{\theta}_{iack} = \hat{\theta} - \widehat{bias}_{(\theta)} = n\hat{\theta} - (n-1)\hat{\theta}_{(\cdot)}$$

Esto se implemento en python de la siguiente manera,

Algorithm 2: Posterior Normal

```
def jacknife_bias_corrected(sample, estimator):
# Estimate with sample
est = estimator(sample)
# Sample size
n = len(sample)
# Estimated values list
jkestimated\_lst = []
# Jacknife estimator
for idx in range(n):
    # Drop idx element
    jckknf\_smpl = sample[:idx] + sample[idx + 1:]
    jkestimated_lst.append(estimator(jckknf_smpl))
jkestimator = np.mean(jkestimated_lst)
# Estimate bias
bias = (n - 1.0) * (jkestimator - est)
# Bias corrected
bc_{jkestimator} = est - bias
return bc_jkestimator
```

Obteniendo el siguiente resultado para coefiente estimado de correlación corregido por sesgo,

$$\hat{\theta}_{\text{iack}} = 0.7299$$

Referencias

- [1] Notas sobre Bootstrap Rogelio Ramos Quiroga
- [2] Jackknife Resampling https://en.wikipedia.org/wiki/Jackknife_resampling