Definimos el vector aleatorio

```
Z <- matrix(nrow = 4, ncol = 10)
Z[,1] <- c(0.2, 2.4, -1.61, 5.7)
Z[,2] <- c(0, 3.2, -3.04, 6.4)
Z[,3] <- c(0.8, -0.8, -3.71, 7.5)
Z[,4] <- c(-1.3, 1.2, 1.64, 4)
Z[,5] <- c(-0.4, 0.6, 4.2, 2.6)
Z[,6] <- c(2.1, -2.2, 0.28, 5.4)
Z[,7] <- c(-0.8, -1.4, 1.06, 4.8)
Z[,8] <- c(1.6, 0.8, 2.1, 3.8)
Z[,9] <- c(2.2, 1, 1.36, 4.2)
Z[,10] <- c(0.6, -1.8, -1.2, 6.2)
Z <- data.frame(t(Z))
names(Z) <- c("Y", "X1", "X2", "X3")
t(Z)</pre>
```

```
## [,1] [,2] [,3] [,4] [,5] [,6] [,7] [,8] [,9] [,10]

## Y 0.20 0.00 0.80 -1.30 -0.4 2.10 -0.80 1.6 2.20 0.6

## X1 2.40 3.20 -0.80 1.20 0.6 -2.20 -1.40 0.8 1.00 -1.8

## X2 -1.61 -3.04 -3.71 1.64 4.2 0.28 1.06 2.1 1.36 -1.2

## X3 5.70 6.40 7.50 4.00 2.6 5.40 4.80 3.8 4.20 6.2
```

Definimos las matrices X^T y X.

Veremos que X^T es generada por la matriz $X_{transpose}$, y que efectivamente es de dimensiones 4x10

```
X_transpose <- rbind(rep(1,10), t(Z[,2:4]))
X_transpose</pre>
```

Y en cambio, X, generado por la matriz X, es de dimensiones 10x4

```
X <- t(X_transpose)
X</pre>
```

```
##
            X1
                 X2 X3
##
   [1,] 1 2.4 -1.61 5.7
   [2,] 1 3.2 -3.04 6.4
##
   [3,] 1 -0.8 -3.71 7.5
   [4,] 1 1.2 1.64 4.0
##
##
   [5,] 1 0.6 4.20 2.6
## [6,] 1 -2.2 0.28 5.4
## [7,] 1 -1.4 1.06 4.8
## [8,] 1 0.8 2.10 3.8
## [9,] 1 1.0 1.36 4.2
## [10,] 1 -1.8 -1.20 6.2
```

La matriz X^TX de dimensiones 4x4 se genera con el siguiente código:

```
matrix_XX <- X_transpose%*%X
matrix_XX</pre>
```

```
## X1 X2 X3
## 10.00 3.000 1.080 50.600
## X1 3.00 30.120 -3.036 12.000
## X2 1.08 -3.036 54.829 -26.126
## X3 50.60 12.000 -26.126 275.180
```

Y su determinante es:

```
round(det(matrix_XX))
```

[1] 0

Para hallar los valores de α_1 , α_2 y α_3 podemos resolver el sistema sobredeterminado del tipo $\mathbf{A}\alpha = \mathbf{b}$ utilizando el método de Gauss; no obstante, el siguiente código permite realizar los cálculos mediante la matriz inversa de Moore-Penrose de forma más rapida.

```
library(MASS)
library(matlib)

# A es la matriz 10x3 de las columnas 1s, X2 y X3
A <- as.matrix(X[,-2])
# b es el vector de dimensión 10 de la columna X1
b <- as.matrix(X[,2])

Ag <- ginv(A)
alphas_X1 <- Ag %*% b</pre>
```

Los coeficientes del vector α que resuelven el sistema son

alphas_X1

```
## [,1]
## [1,] 29.333333
## [2,] -3.333333
## [3,] -5.666667
```

Podemos realizar el mismo proceso para encontrar los coeficientes que hacen que el resto de combinaciones lineales existan y que hacen que las columnas sean linealmente dependientes.

```
A <- as.matrix(X[,-1])
b <- as.matrix(X[,1])
Ag <- ginv(A)
alphas_1s <- Ag %*% b

A <- as.matrix(X[,-3])
b <- as.matrix(X[,3])
Ag <- ginv(A)
alphas_X2 <- Ag %*% b

A <- as.matrix(X[,-4])
b <- as.matrix(X[,4])
Ag <- ginv(A)
alphas_X3 <- Ag %*% b</pre>
```

Concluimos que todas las columnas son combinaciones lineales del resto. Dichas combinaciones lineales son:

$$1_{10x1} = 0.03 * X_{(,1)} + 0.11 * X_{(,2)} + 0.19 * X_{(,3)}$$

$$X_{(,1)} = 29.33 * 1_{10x1} + (-3.33) * X_{(,2)} + (-5.67) * X_{(,3)}$$

$$X_{(,2)} = 8.8 * 1_{10x1} + (-0.3) * X_{(,1)} + (-1.7) * X_{(,3)}$$

$$X_{(,3)} = 5.18 * 1_{10x1} + (-0.18) * X_{(,1)} + (-0.59) * X_{(,2)}$$

det(as.matrix(X)%*%X_transpose)

[1] -1.084414e-96

Es decir, el determinante de XX^T es cero, por lo que los renglones de X no son linealmente independientes.

iii) Generar (usando algún paquete estadístico) una muestra i.i.d.

$$\left\{ \begin{pmatrix} Y_i \\ X_{1i} \\ X_{2i} \end{pmatrix} \right\}_{i=1}^{400} \text{ donde } \begin{pmatrix} Y_i \\ X_{1i} \\ X_{2i} \end{pmatrix} \sim N_3 \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 2 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0.8 & 0.4 & -0.2 \\ 0.4 & 1.0 & -0.8 \\ -0.2 & -0.8 & 2.0 \end{pmatrix} \right)$$

Comprobemos que las medias y la matriz de varianza covarianza se asemejan a lo indicado

```
round(colMeans(Z), 3)
```

```
## Y X1 X2
## 1.046 0.049 1.974
```

round(var(Z), 3)

```
## Y X1 X2
## Y 0.699 0.372 -0.144
## X1 0.372 1.134 -0.878
## X2 -0.144 -0.878 2.034
```

- iv) Con los datos obtenidos, estimar el vector ${\bf b}$ usando los siguientes estimadores obtenidos por el principio de analogía:
- a) $\hat{\mathbf{b}} = (\mathbf{X}^{\mathbf{T}}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{\mathbf{T}}\mathbf{Y}$

b)
$$\left(\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\mathbf{x}_{j}\mathbf{x}_{j}^{T}\right)^{-1}\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\mathbf{x}_{j}Y_{j}$$
, donde $\mathbf{x}_{j}\equiv\begin{pmatrix}1\\\mathbf{X}_{j}\end{pmatrix}$, $j=1,2,\ldots,n$

c)
$$\hat{\mathbf{b}} = \begin{pmatrix} \hat{\mu}_y - \hat{\Sigma}_{xy} \hat{\Sigma}_x^{-1} \hat{\mu}_x \\ \hat{\Sigma}_x^{-1} \hat{\Sigma}_{xy}^T \end{pmatrix}, j = 1, 2, \dots, n$$

donde

$$\hat{\mu}_{y} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} Y_{j} \qquad \hat{\mu}_{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} \mathbf{X}_{j}$$

$$\hat{\Sigma}_{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} (\mathbf{X}_{j} - \hat{\mu}_{x}) (\mathbf{X}_{j} - \hat{\mu}_{x})^{T} \qquad \hat{\Sigma}_{yx} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} (Y_{j} - \hat{\mu}_{y}) (Y_{j} - \hat{\mu}_{y})^{T}$$

Comenzemos con el inciso a. Para ello, construyamos la matriz X y el vector Y.

```
X <- data.frame(rep(1, n), Z[,-1])
names(X)[1] <- "1s"
X <- as.matrix(X)
Y <- as.matrix(Z$Y)</pre>
```

Entonces, de acuerdo con la fórmula del inciso a, calculemos $\hat{\mathbf{b}}_a$

```
bhat_a <- solve(t(X)%*%X)%*%t(X)%*%Y
```

Hagamos lo propio con el inciso b, para calcular $\hat{\mathbf{b}}_b$

```
# calculemos 1/n*suma x_jx_j^'
x_jx_j <- 0
for (i in 1:n) {
    x_jx_j <- x_jx_j + 1/n * as.matrix(X[i,])%*%t(as.matrix(X[i,]))
}
x_jx_j_inv <- solve(x_jx_j)
# calculamos 1/n x_jY_j
x_jY_j <- 0
for (i in 1:n) {
    x_jY_j <- x_jY_j + 1/n * as.matrix(X[i,])%*%Y[i]
}
bhat_b <- x_jx_j_inv%*%x_jY_j</pre>
```

Y finalmente, con la fórmula de c, tenemos $\hat{\mathbf{b}}_c$

```
## c) calculemos mu_y - cov(y,x)*var(x)^1*mu_x  
bhat_c <- matrix(rep(0,3))
bhat_c[1] <- mean(Y) - matrix(var(Y,X)[-1], nrow = 1)%*%solve(var(X)[-1,-1])%*%colMeans(X)[-1]
# calculemos var(X)^{-1} * cov(y,x)
bhat_c[-1] <- solve(var(X)[-1,-1])%*%as.matrix(var(Y,X)[1,-1])
```

Con las tres fórmulas llegamos a los mismos resultados; es decir: $\hat{\mathbf{b}}_a = \hat{\mathbf{b}}_b = \hat{\mathbf{b}}_c$

```
beta <- data.frame(bhat_a, bhat_b, bhat_c)
rownames(beta) <- c("Bo", "B1", "B2")
beta</pre>
```

```
## Bo 0.8157886 0.8157886 0.8157886
## B1 0.4108243 0.4108243 0.1066048
## B2 0.1066048 0.1066048 0.1066048
```

v) Con los datos obtenidos, estimar $\hat{\sigma}_u^2$ usando los siguientes estimadores obtenidos por el principio de analogía:

w)
$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \hat{U}_j^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (Y_j - \hat{\mathbf{b}}' \mathbf{x}_j)^2$$

$$\mathbf{x}) \hat{\sigma}_u^2 = \hat{\sigma}_y^2 - \hat{\Sigma}_{yx} \hat{\Sigma}_x^{-1} \hat{\Sigma}_{yx}'$$

```
donde \hat{\sigma}_{y}^{2} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} (Y_{j} - \hat{\mu}_{y})^{2}
```

Calculemos primero usando la fórmula del inciso a: $\hat{\sigma}_{u,a}^2$

```
sigma_u_hat_a <- 0
for (i in 1:n) {
   sigma_u_hat_a <- sigma_u_hat_a + 1/n*(Y[i] - t(bhat_a)%*%matrix(X[i,]))^2
}</pre>
```

Ahora, con el inciso b: $\hat{\sigma}_{u,b}^2$

```
# para errores de cálculo, generemos manualmente var(Y) y cov(Y,X)
sigma_Y <- 0
for (i in 1:n) {
    sigma_Y <- sigma_Y + 1/n*(Y[i] - mean(Y))^2
}
sigma_YX <- matrix(rep(0, 2), nrow = 1)
for (i in 1:n) {
    sigma_YX <- sigma_YX + 1/n*(Y[i] - mean(Y))*t(matrix(X[i,-1]) - matrix(colMeans(X[,-1])))
}
sigma_u_hat_b <- sigma_Y - sigma_YX%*%solve(var(X)[-1,-1])%*%t(matrix(var(Y,X)[-1], nrow = 1))</pre>
```

Ambas fórmulas resultan en lo mismo, es decir: $\hat{\sigma}_{u,a}^2 = \hat{\sigma}_{u,b}^2$

```
data.frame(sigma_u_hat_a, sigma_u_hat_b)
```

```
## sigma_u_hat_a sigma_u_hat_b
## 1 0.5600865 0.5600865
```