

## Lista 8: Fundamentos Estatísticos para Ciência dos Dados

Ricardo Pagoto Marinho

3 de maio de 2018

1. a) Gerando a matriz **amostra**:

```
covMat=matrix(c(4,9,-14,9,30,-44,-14,-44,94),ncol = 3)
L=t(chol(covMat))
mu=c(10,20,-50)
amostra=matrix(0,200,3)
for(i in 1:200){
  z=mvrnorm(1,c(0,0,0),matrix(c(1,0,0,0,1,0,0,0,1),3,3))
  amostra[i,]=mu+L%*%z
}
```

- b) Gerando a matriz de covariância  $\Sigma$ :

```
cMat=function(table){
  S=matrix(0,ncol(table),ncol(table))
  mu=apply(table,2,mean)
  for(i in 1:ncol(table)){
    for(j in 1:ncol(table)){
      S[i,j]=sum((table[,i]-mu[i])*(table[,j]-mu[j]))/nr
    }
  }
  return(S)
}
S=cMat(amostra)
```

- c) Gerando as matrizes de correlação  $\rho$  e **R**:

```
rho=matrix(0,3,3)
for(i in 1:3){
  for(j in 1:3){
    rho[i,j]=cor(amostra[,i],amostra[,j])
  }
}
estCorr=matrix(0,3,3)
for(i in 1:3){
  for(j in 1:3){
    estCorr[i,j]=S[i,j]/sqrt(S[i,i]*S[j,j])
  }
}
```

Coincidentemente, as matrizes de correlação  $\rho$  e **R** ficaram iguais.

2. A função para criar os 5000 valores da matriz **R** foi implementada da seguinte forma:

```
function(mu=c(0,0,0),sig=matrix(c(1,0,0,0,1,0,0,0,1),3,3),nlines,nreps){
  require(MASS)
  L=t(chol(sig))
```

```

amostra=matrix(0,nlines,ncolumns)
R=matrix(0,3,3)
RR=as.list(numeric(9))
dim(RR)=c(3,3)
for(k in 1:5000){
  for(i in 1:nlines){
    z=mvnorm(1,mu,sig)
    amostra[i,]=mu+L%%z
  }
  amostra
  S=matrix(0,ncolumns,ncolumns)
  mu_s=apply(amostra,2,mean)
  for(i in 1:ncolumns){
    for(j in 1:ncolumns){
      S[i,j]=sum((amostra[,i]-mu[i])*(amostra[,j]-mu[j]))/nlines
    }
  }
  for(i in 1:ncolumns){
    for(j in 1:ncolumns){
      R[i,j]=S[i,j]/sqrt(S[i,i]*S[j,j])
    }
  }
  for(i in 1:ncolumns){
    for(j in 1:ncolumns)
      RR[[i,j]][k]=R[i,j]
  }
}
return(RR)
}

```

Os histogramas dos 5000 valores de  $R_{ij}$ , sendo  $i \neq j$ , já que para  $i = j$ ,  $R_{ij} = 1$ , são mostrados na Figura 1:

Os desvio-padrões aproximados de cada  $R_{ij}$  são:

$R_{ij}$	Desvio-padrão
[1,2]	0.0015
[1,3]	0.0005
[2,1]	0.0015
[2,3]	0.0001
[3,1]	0.0005
[3,2]	0.0001

3.     • Temos que:

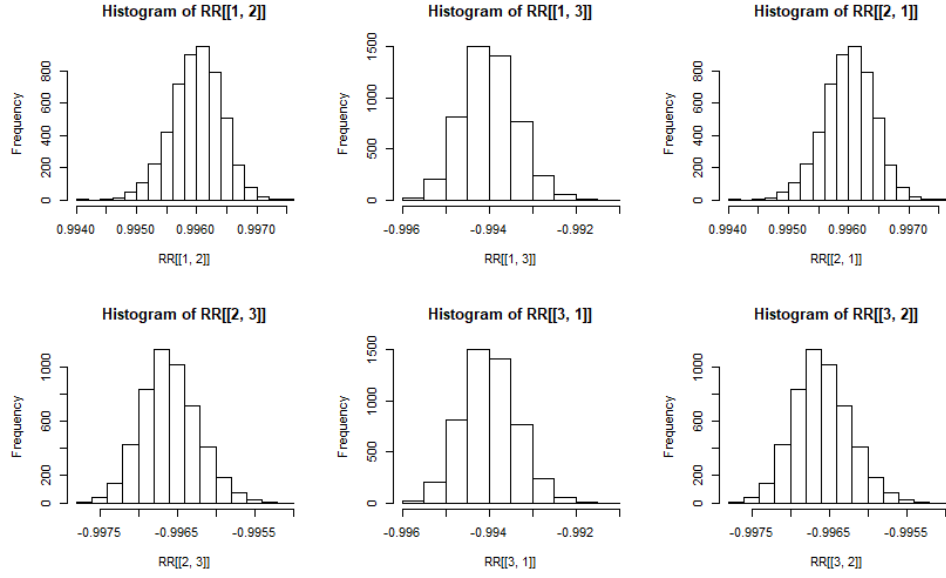


Figura 1: Histograms de  $R_{ij}$

$$\rho = V^{-\frac{1}{2}} \sum V^{-\frac{1}{2}}$$

Sendo que  $V^{-\frac{1}{2}}$  é uma matriz quadrada, diagonal com os elementos iguais à  $\frac{1}{\sqrt{\sigma_{ii}}}$ , onde  $\sigma_{ii}$  são os elementos da diagonal principal de  $\sum$ . Portanto,

$$V^{-\frac{1}{2}} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{3}} & & & \\ & 1 & & \\ & & \frac{1}{\sqrt{9}} & \\ & & & \frac{1}{\sqrt{4}} \end{bmatrix}$$

Então:

$$\rho = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{3}} & & & \\ & 1 & & \\ & & \frac{1}{\sqrt{9}} & \\ & & & \frac{1}{\sqrt{4}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 3 & 0 & 2 & 2 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \\ 2 & 1 & 9 & -2 \\ 2 & 0 & -2 & 4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{3}} & & & \\ & 1 & & \\ & & \frac{1}{\sqrt{9}} & \\ & & & \frac{1}{\sqrt{4}} \end{bmatrix}$$

```
s=matrix(c(3,0,2,2,0,1,1,0,2,1,9,-2,2,0,-2,4),ncol=4)
v=matrix(c(1/sqrt(3),0,0,0,0,1,0,0,0,0,1/sqrt(9),0,0,0,0,0.5),
> m=v%*%(s%*%v)
> m
```

	[ ,1]	[ ,2]	[ ,3]	[ ,4]
[1 ,]	1.00000000	0.00000000	0.3849002	0.5773503
[2 ,]	0.00000000	1.00000000	0.3333333	0.00000000
[3 ,]	0.3849002	0.3333333	1.0000000	-0.3333333
[4 ,]	0.5773503	0.0000000	-0.3333333	1.0000000

- Dado  $X' = (X_1, X_2, X_3, X_4)$ , um vetor aleatório com vetor esperado  $\mathbb{E}(X) = \mu = (0, 1, 0, -1)'$  e matriz de covariância

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 3 & 0 & 2 & 2 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \\ 2 & 1 & 9 & -2 \\ 2 & 0 & -2 & 4 \end{bmatrix}$$

Particionando

$$X = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ x_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^{(1)} \\ X^{(2)} \end{bmatrix}$$

Sabe-se que  $(X^{(1)}, X^{(2)})$  é uma normal bivariada e combinação linear de  $X' = (X_1, X_2, X_3, X_4)$ .

$$\mathbb{E}(X^{(1)}) = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}$$

- Como  $X^{(1)}$  é combinação linear de  $X_1$  e  $X_2$ , logo:

$$\mathbb{E}(AX^{(1)}) = (1, -1) \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}$$

```
A=c (1, -1)
> m12=matrix (c (0,1) , ncol=1)
> e=A%*%m12
> e
```

```
      [ ,1]
[1 ,]    -1
```

Portanto,  $\mathbb{E}(AX^{(1)}) = -1$

- A matriz de covariância  $\Sigma$  de  $X^{(1)}$  é

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 3 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

- $Cov(AX^{(1)}) = (1, -1)Cov(X^{(1)}) \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \end{pmatrix}$

Logo:

```
A=c(1,-1)
cov12=matrix(c(3,0,0,1),ncol=2)
> A%%(cov12%t(t(A)))
      [,1]
[1,]      4
>
```

- 

$$\mathbb{E}(X^{(2)}) = \begin{pmatrix} 0 \\ -1 \end{pmatrix}$$

- Temos que:

```
B=matrix(c(0,-1),ncol=1)
mu34=matrix(c(1,1,-1,2),ncol=2)
> B%mu34
      [,1]
[1,]      1
[2,]     -2
```

- $Cov(AX^{(2)}) = \begin{bmatrix} 9 & -2 \\ -2 & 4 \end{bmatrix}$

- 

$$Cov(BX^{(2)}) = BCov(X^{(2)})B' = \begin{bmatrix} 1 & -1 \\ 1 & 2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 9 & -2 \\ -2 & 4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ -1 & 2 \end{bmatrix}$$

```
cov2=matrix(c(9,-2,-2,4),ncol=2)
> B%cov2%t(B)
      [,1] [,2]
[1,]    17   -1
[2,]   -1    17
```

4. Como X é combinação linear de  $Y_1$ ,

$$\mathbb{E}(Y_1) = \mathbb{E}(c'_1 X) = c'_1 \mu$$

onde  $c'_1 = (\frac{1}{4}, -\frac{1}{4}, \frac{1}{2})$  e  $\mu = (-1, 0, 2)$ , portanto,

$$\mathbb{E}(Y_1) = \mathbb{E}(c'_1 X) = c'_1 \mu = -\frac{1}{4} + 0 + 1 = \frac{3}{4}$$

Além disso, a variância  $\mathbb{V}(Y_1) = c_1' \sum c_1$ , onde

$$\sum = \begin{bmatrix} 1 & 2 & -2 \\ -2 & 5 & 0 \\ 0 & 0 & 2 \end{bmatrix}$$

Logo,

```
c1=c(1/4,-1/4,1/2)
> sig=matrix(c(1,-2,0,-2,5,0,0,0,2),ncol = 3)
> c1%*%(sig%*%t(t(c1)))
      [,1]
[1,]  1.125
```

Para  $Y_2$  fazemos a mesma coisa utilizando o vetor 'c' correto, ou seja:  $c_2' = (\frac{1}{4}, \frac{1}{4}, -\frac{1}{2})$ . Portanto,

$$\mathbb{E}(Y_2) = \mathbb{E}(c_2'X) = c_2'\mu = \frac{1}{4} + 0 - 1 = -\frac{5}{4}$$

e a variância  $\mathbb{V}(Y_2) = c_2' \sum c_2$ :

```
c2=c(1/4,1/4,-1/2)
> c2%*%(sig%*%t(t(c2)))
      [,1]
[1,]  0.625
```

Para obter a distribuição conjunta de  $(Y_1, Y_2)$  precisamos da esperança  $\mu_{12}$  e da matriz de covariância  $\sum_{12}$ .  $\mu_{12}$  é obtido a partir das esperanças de  $Y_1$  e  $Y_2$ , ou seja,  $[\frac{3}{4}, -\frac{5}{4}]$ . Os elementos (1,1) e (2,2) da matriz de covariância são conhecidos e foram calculados anteriormente, *i.e.*,  $\sigma_{11} = 1.125$  e  $\sigma_{22} = 0.625$ . Os elementos (1,2) e (2,1) são o mesmo, já que a matriz é simétrica e são encontrados nos elementos (1,2),(2,1) da matriz:

$$\begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} \sum [c_1, c_2]$$

```
> c=cbind(c1,c2)
> t(c)%*%(sig%*%c)
      c1      c2
c1  1.125 -0.750
c2 -0.750  0.625
```

Logo,  $\sigma_{12} = \sigma_{21} = -0.75$ . Portanto:

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix} \sim N_2 \left( \begin{bmatrix} \frac{3}{4} \\ -\frac{5}{4} \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1.125 & -0.750 \\ -0.750 & 0.625 \end{bmatrix} \right)$$

5. Para saber se duas v.a.s  $i$  e  $j$  são independentes, basta olhar para os elementos  $i, j$  da matriz de covariância. Caso sejam 0, elas serão independentes, se for diferente de 0, elas não são. No caso de sub-vetores de variáveis, tem que olhar para a sub-matriz  $i, j$  na matriz de covariância particionada. Portanto:

- Não são independentes
- São independentes
- São independentes
- São independentes
- São independentes pois

$$\begin{aligned} Cov(X_2, X_2 + \frac{5X_1}{2} - X_3) &= Cov(X_2, X_2) + \frac{5}{2}Cov(X_2, X_1) - Cov(X_2, X_3) = \\ &= 5 + \frac{5}{2} - 2 - 0 = 0 \end{aligned}$$

```
stif= matrix(scan("stiffness.txt"), ncol=5, byrow=T)
x = stifness[,1:4]
mu = apply(x, 2, mean)
sigm = cov(x)
dev = x - matrix(mu, nrow=nrow(x), ncol=ncol(x), byrow=T)
d2est = diag(desv %*% (solve(sigm) %*% t(dev)))
d2 = mahalanobis(x, mu, sig)
plot(d2, d2est)
anomal = d2 > qchisq(0.95,4)
x[anomal,]
nanom = sum(anomal)
pairs(rbind(x, x[anomal,]), pch="*", col=rep(c("black", "red"), c(
```

6. • Setosa:

```
apply(iris[iris$Species=="setosa",1:4],2,mean)
Sepal.Length Sepal.Width Petal.Length Petal.Width
5.006 3.428 1.462 0.246
> round(cov(iris[iris$Species=="setosa",1:4]),3)
Sepal.Length Sepal.Width Petal.Length Petal.Width
Sepal.Length 0.124 0.099 0.016
0.010
Sepal.Width 0.099 0.144 0.012
0.009
Petal.Length 0.016 0.012 0.030
0.006
Petal.Width 0.010 0.009 0.006
0.011
```



```
round(cor(iris[iris$Species=="setosa",1:4]),3)
      Sepal.Length Sepal.Width Petal.Length Petal.Width
Sepal.Length      1.000      0.743      0.267
0.278
Sepal.Width        0.743      1.000      0.178
0.233
Petal.Length       0.267      0.178      1.000
0.332
Petal.Width        0.278      0.233      0.332
1.000
```

Versicolor:

```
apply(iris[iris$Species=="versicolor",1:4],2,mean)
Sepal.Length Sepal.Width Petal.Length Petal.Width
      5.936      2.770      4.260      1.326
> round(cov(iris[iris$Species=="versicolor",1:4]),3)
      Sepal.Length Sepal.Width Petal.Length Petal.Width
Sepal.Length      0.266      0.085      0.183
0.056
Sepal.Width        0.085      0.098      0.083
0.041
Petal.Length       0.183      0.083      0.221
0.073
Petal.Width        0.056      0.041      0.073
0.039
> round(cor(iris[iris$Species=="versicolor",1:4]),3)
      Sepal.Length Sepal.Width Petal.Length Petal.Width
Sepal.Length      1.000      0.526      0.754
0.546
Sepal.Width        0.526      1.000      0.561
0.664
Petal.Length       0.754      0.561      1.000
0.787
Petal.Width        0.546      0.664      0.787
1.000
```

Virginica:

```
apply(iris[iris$Species=="virginica",1:4],2,mean)
Sepal.Length Sepal.Width Petal.Length Petal.Width
      6.588      2.974      5.552      2.026
> round(cov(iris[iris$Species=="virginica",1:4]),3)
      Sepal.Length Sepal.Width Petal.Length Petal.Width
Sepal.Length      0.404      0.094      0.303
0.049
```

```

Sepal.Width      0.094      0.104      0.071
0.048
Petal.Length      0.303      0.071      0.305
0.049
Petal.Width       0.049      0.048      0.049
0.075
> round(cor(iris[iris$Species=="virginica",1:4]),3)
              Sepal.Length Sepal.Width Petal.Length Petal.Width
Sepal.Length      1.000      0.457      0.864
0.281
Sepal.Width       0.457      1.000      0.401
0.538
Petal.Length      0.864      0.401      1.000
0.322
Petal.Width       0.281      0.538      0.322
1.000

```

- Para Setosa, tamanho e comprimento das sépalas são as mais correlacionadas, enquanto que o tamanho das sépalas e das pétalas são as menos correlacionadas.

Nas Versicolor, o tamanho das sépalas e tamanho da pétalas são as mais correlacionadas, por outro lado, o tamanho e comprimento das sépalas são as menos correlacionadas.

Por fim, nas Virginicas, assim como nas Versicolor, o tamanho das sépalas e tamanho da pétalas são as mais correlacionadas, enquanto que o tamanho das sépalas e das pétalas são as menos correlacionadas.

- Para não ficar extenso, focarei apenas nas espécie Setosa. O processo para criar a distribuição das outros é equivalente, bata olhar os dois primeiros valores do vetor de média e os elementos (1,1),(1,2),(2,1) e (2,2) das matrizes de covariância. Setosa:

$$X^* = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} = N_2 \left( \begin{bmatrix} 5.006 \\ 3.428 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0.124 & 0.099 \\ 0.099 & 0.143 \end{bmatrix} \right)$$

•

$$m = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \sum_{12} \sum_{22} (-1) \begin{pmatrix} x_3 - \mu_3 \\ x_4 - \mu_4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 5.006 \\ 3.428 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} 0.399 & 0.712 \\ 0.247 & 0.702 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} x_3 \\ x_4 \end{pmatrix}$$

Para  $x_3 = 1.8$  e  $x_4 = 0.6$ ,

```

> mu=matrix(c(5.006,3.428),ncol = 1)
> sig=matrix(c(0.399,0.247,0.712,0.702),ncol = 2)
> x=matrix(c(0.338,0.354),ncol = 1)

```

```
> mu+sig%*%x
      [,1]
[1,]  5.392910
[2,]  3.759994
```

Para a matriz de covariância, temos:

$$V = \sum_{11} - \sum_{12} \sum_{22}^{-1} \sum_{21}$$

```
> s=round(cov(iris[iris$Species=="setosa",1:4]),3)
> s11=matrix(c(s[,1],s[,2],s[,1],s[,2]),ncol=2)
> s12=matrix(c(s[,1,3],s[,2,3],s[,1,4],s[,2,4]),ncol=2)
> s22=matrix(c(s[,3,3],s[,4,3],s[,3,4],s[,4,4]),ncol=2)
> s21=matrix(c(s[,3,1],s[,4,1],s[,3,2],s[,4,2]),ncol=2)
> v=s11-s12%*(solve(s22)%*%s21)
> round(v,3)
      [,1] [,2]
[1,]  0.111 0.088
[2,]  0.088 0.135
```

$$DP_1 = \sqrt{\mathbb{V}(X_1)} = 0.352 \text{ e } \sqrt{\mathbb{V}(X_1|X_3 = 1.8, X_4 = 0.6)} = 0.332.$$

•

$$\begin{aligned} m &= m_1 + \sum_{12} \sum_{22}^{-1} (x_2 - m_2) = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{13} \\ \sigma_{23} \end{bmatrix} [\sigma_{33}]^{-1} (1.8 - \mu_3) \\ &= \begin{pmatrix} 5.186 \\ 3.563 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V &= \sum_{11} - \sum_{12} \sum_{22}^{-1} \sum_{21} = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{13} \\ \sigma_{23} \end{bmatrix} [\sigma_{33}]^{-1} [\sigma_{31} \sigma_{32}] \\ &= \begin{bmatrix} 0.115 & 0.093 \\ 0.093 & 0.139 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

• Para  $X_4 = 0.6$ :

$$\begin{aligned} m &= m_1 + \sum_{12} \sum_{22}^{-1} (x_2 - m_2) = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{14} \\ \sigma_{24} \end{bmatrix} [\sigma_{44}]^{-1} (0.6 - \mu_4) \\ &= \begin{pmatrix} 5.328 \\ 3.718 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V &= \sum_{11} - \sum_{12} \sum_{22}^{-1} \sum_{21} = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{14} \\ \sigma_{24} \end{bmatrix} [\sigma_{44}]^{-1} [\sigma_{41} \sigma_{42}] \\ &= \begin{bmatrix} 0.115 & 0.091 \\ 0.091 & 0.136 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

- Para prever  $X_2$ , é melhor olhar para  $X_4$ , pois  $\mathbb{V}(X_2|X_4 = 0.6) = 0.136 < 0.139 = \mathbb{V}(X_2|X_3 = 1, 8)$ .
- $0.134 = \mathbb{V}(X_2|X_3 = 1.8, X_4 = 0.6) < \mathbb{V}(X_2|X_4 = 0.6) = 0.136 < V(X_2) = 0.144$ , portanto, conhecer o valor de  $X_3$  modifica pouco a predição de  $X_2$

8. Temos:

$$\begin{aligned}\mu_c &= \mu_2 + \sum_{12} \sum_{22}^{-1} (x_1 - \mu_1) \\ &= \mu_2 + \rho \sqrt{\sigma_{22}} \frac{x_1 - \mu_1}{\sqrt{\sigma_{11}}}\end{aligned}$$

e

$$\begin{aligned}\sigma_c^2 &= \sum_{22} - \sum_{12} \sum_{22}^{-1} \sum_{21} \\ &= \sigma_{22} - \rho \sqrt{\sigma_{11} \sigma_{22}} \frac{1}{\sigma_{11}} \rho \sqrt{\sigma_{11} \sigma_{22}} \\ &= \sigma_{22} (1 - \rho^2)\end{aligned}$$

- Falso, pois  $|\rho| < 1$ , logo, o valor de  $X_2$  é incrementado em  $|\rho^2 \sqrt{\sigma_{22}}| < 2\sqrt{\sigma_{22}}$ . Portanto é menor do que 2 desvios-padrões.
  - Falso, pois  $\mathbb{V}(X_2|X_1 = x)$  não depende de  $x$ .
  - Verdadeiro, já que  $\rho^2 < 1$ .
  - Verdadeiro, pois  $\mathbb{E}(X_2|X_1 = x_1)$  é uma função linear de  $x_1$ .
- 9.
- A distribuição do vetor é uma distribuição normal.
  - $\mu = [1, 2]$  e  $\Sigma = \begin{bmatrix} 3 & 2 \\ 2 & 4 \end{bmatrix}$
  - var.pts representa a matriz de covariância estimada a partir dos dados, já cov(pts) é a matriz de covariância real.
  - O comando apresentado limita o número de dígitos após a vírgula, logo não apresenta a matriz exata.
  - O menor autovalor da matriz de covariância é  $9.841374^{-15}$ , enquanto o de cov(pts) é  $7.646045^{-15}$ .
  - A distribuição de  $X_1$  e  $X_2$  é uma Normal.
  - Como a distribuição de  $X_1$  e  $X_2$  é uma Normal, a de  $(X_1, X_2, X_3)$  também é uma Normal.
- 10.
- Primeiro devemos achar os autovetores da matriz de correlação  $X$ . Para isso, fiz as seguintes operações:

```

c=cor(wine[,2:14])
round(eigen(c)$vec[,1:2],2)
      [,1] [,2]
[1,] -0.14 -0.48
[2,]  0.25 -0.22
[3,]  0.00 -0.32
[4,]  0.24  0.01
[5,] -0.14 -0.30
[6,] -0.39 -0.07
[7,] -0.42  0.00
[8,]  0.30 -0.03
[9,] -0.31 -0.04
[10,]  0.09 -0.53
[11,] -0.30  0.28
[12,] -0.38  0.16
[13,] -0.29 -0.36

```

Dessa forma, temos os dois primeiros autovetores. Logo, os valores (??) da lista são:

$$\begin{aligned}
 Y_{i1} &= -0.14Z_{i1} + 0.25Z_{i2} + 0.00Z_{i3} + 0.24Z_{i4} - 0.14Z_{i5} - 0.39Z_{i6} - 0.42Z_{i7} + 0.30Z_{i8} - \\
 &\quad 0.31Z_{i9} + 0.09Z_{i10} - 0.30Z_{i11} - 0.38Z_{i12} - 0.29Z_{i13} \\
 Y_{i2} &= -0.48Z_{i1} - 0.22Z_{i2} - 0.32Z_{i3} + 0.01Z_{i4} - 0.30Z_{i5} - 0.07Z_{i6} - 0.00Z_{i7} - 0.03Z_{i8} - \\
 &\quad 0.04Z_{i9} - 0.53Z_{i10} + 0.28Z_{i11} + 0.16Z_{i12} - 0.36Z_{i13}
 \end{aligned}$$

- Região 1:

$$\begin{aligned}
 x &= [-5, 0] \\
 y &= [-1, 3]
 \end{aligned}$$

Região 2:

$$\begin{aligned}
 x &= [-2.5, 2] \\
 y &= [-4, 0]
 \end{aligned}$$

Região 3:

$$\begin{aligned}
 x &= [2, 4] \\
 y &= [-1, 2]
 \end{aligned}$$