

CODA para estudios del microbioma Seminario del proyecto METACIRCLE

Grupo BIOCOM

6/8/09

Table of contents

Introducción	3
Objetivos del seminario	3
1 Inconvenientes de trabajar con conteos absolutos y conteos normalizados	4
1.1 Inconvenientes de comparar muestras con abundancias relativas	6
1.2 Solución	11
2 Principios básicos del CODA	12
2.1 Metodología	14
3 Reemplazos composicionales del tool kit tradicional	15
4 CODA en acción :	17
4.1 Carga de librerías de R que utilizaremos	17
4.2 Carga y limpieza de los datos	18
4.3 Tratamiento de los ceros	18
4.4 Géneros que aparecen únicamente en un tipo de muestra	24
4.5 Imputación de ceros con la previa de Jeffreys	26
4.6 Imputación de ceros con Geometric Bayesian multiplicative	26
4.7 Imputación de ceros con un método Iterativo	28
4.8 ¿Qué método para imputar los ceros es mejor?	28
4.9 Comparando matrices de distancias de Aitchison: valor pequeño indica mejor. .	29
4.10 Si se quieren filtrar las muestras outliers	30
4.11 Sin filtrar variables	32
4.11.1 Clustering jerárquico	32
4.12 ALDEx	34

Introducción

- Los conjuntos de datos recogidos mediante secuenciación de alto rendimiento (HTS) pueden ser analizados a partir de conteos absolutos o normalizados, si el propósito es hacer estadística descriptiva (no siempre coinciden).
- Si el propósito es hacer inferencia estadística, se debe usar CODA (Compositional Data Analysis).

Objetivos del seminario

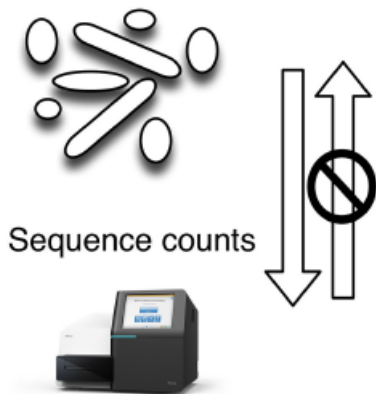
- 1.- *Discutiremos las diferencias entre trabajar con conteos absolutos (abundancias absolutas) y conteos normalizados (abundancias relativas).*
- 2.- *Indicaremos los principios de CODA.*
- 3.- *Mostraremos el tool kit de CODA de microbioma.*
- 4.- *CODA en acción: ejemplo de análisis de datos composicionales.*

1 Inconvenientes de trabajar con conteos absolutos y conteos normalizados

En los datos de secuenciación de alto rendimiento (HTS):

- El número de lecturas **no** representa la abundancia total o absoluta en el ecosistema.
- Una muestra HTS tiene un tamaño fijo que viene fijado por la capacidad del aparato utilizado.

Bacterial population



- No podemos comparar muestras con conteos absolutos.

Y	OTU1	OTU2	OTU3	...	OTUk	TOTAL
Y_1	X_{11}	X_{12}	X_{13}	...	X_{1k}	N_1
Y_2	X_{21}	X_{22}	X_{23}	...	X_{2k}	N_2
...		
Y_n	X_{n1}	X_{n2}	X_{n3}	...	X_{nk}	N_n

Counts: Number of reads (incorrectly called “absolute” abundances):

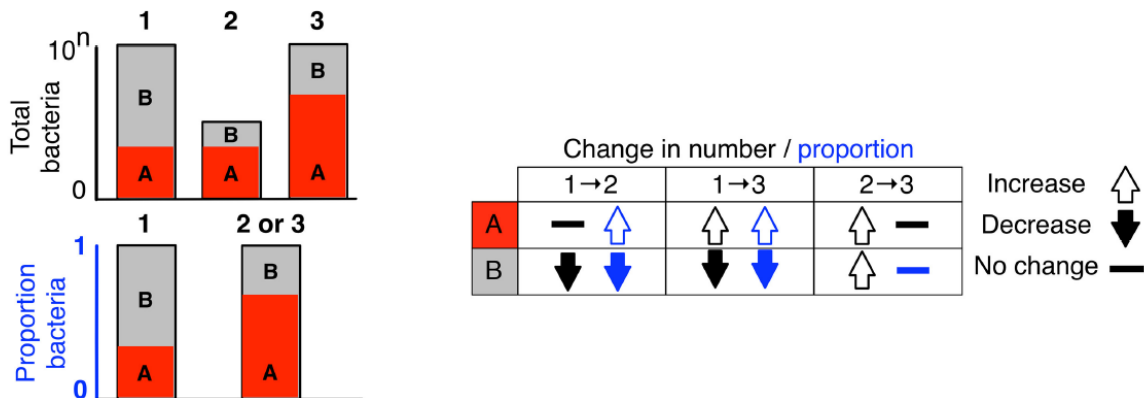
$$(100, 200, 400, 300), \quad \sum x_i = 1000$$

$$(2000, 4000, 8000, 6000), \quad \sum x_i = 20,000$$

$$(0.1, 0.2, 0.4, 0.3), \quad \sum x_i = 1$$

*Different values but
same (relative)
information*

- Podemos ver la diferencia entre conteos y proporciones comparando los datos de tres muestras en el gráfico que se presenta a continuación.



Gloor G et al. (2017) *Microbiome Datasets are Compositional: And This is Not Optional*

- Los diagramas de barras muestran la diferencia entre el conteo de moléculas y la proporción de moléculas para dos características, A y B en tres muestras.

- Las muestras 2 y 3 tienen las mismas abundancias proporcionales, aunque tengan **conteos absolutos diferentes**.
- En la tabla podemos observar que la relación entre la abundancia absoluta y la abundancia relativa cambia de manera significativa .

1.1 Inconvenientes de comparar muestras con abundancias relativas

- Si normalizamos, de manera de que las sumas totales de las filas no importa, entonces las matrices de distancias usuales entre muestras, cambian.

Ejemplo

Generamos una tabla de abundancias relativas

```
set.seed(5)
library(ecodist)
OTU_1= round(rnorm(4 ,100 ,10) )
OTU_2= round(rnorm(4 ,100 ,10) )
OTU_3= round(rnorm(4 ,1000 ,100) )
datos= data.frame(OTU_1,OTU_2,OTU_3)
rownames(datos)=c("S1","S2","S3","S4")
knitr::kable(datos)
```

	OTU_1	OTU_2	OTU_3
S1	92	117	971
S2	114	94	1014
S3	87	95	1123
S4	101	94	920

Calculamos la distancia Bray-Curtis de esta tabla de abundancias absolutas

```
knitr::kable(as.matrix(bcdist(datos),ncol=2))
```

	S1	S2	S3	S4
S1	0.0000000	0.0366361	0.0720322	0.0361656
S2	0.0366361	0.0000000	0.0542145	0.0457852
S3	0.0720322	0.0542145	0.0000000	0.0900826

	S1	S2	S3	S4
S4	0.0361656	0.0457852	0.0900826	0.0000000

La distancia más grande es entre S3 y S4 .

Ahora vamos a normalizar la tabla de abundancias absolutas para luego calcular su distancia de Bray-Curtis.

```
datos_norm=apply(datos, 1, function (datos) datos/sum(datos))
datos_norm=t(datos_norm)
knitr::kable(datos_norm) #Conteos normalizados
```

	OTU_1	OTU_2	OTU_3
S1	0.0779661	0.0991525	0.8228814
S2	0.0932897	0.0769231	0.8297872
S3	0.0666667	0.0727969	0.8605364
S4	0.0905830	0.0843049	0.8251121

Distancia Bray-curtis para los datos normalizados:

```
knitr::kable(as.matrix(bcdist(datos_norm),ncol=2))
```

	S1	S2	S3	S4
S1	0.0000000	0.0222295	0.0376550	0.0148476
S2	0.0222295	0.0000000	0.0307492	0.0073819
S3	0.0376550	0.0307492	0.0000000	0.0354243
S4	0.0148476	0.0073819	0.0354243	0.0000000

Con esta transformación, la mayor distancia es entre S1 y S3 .

- Algunas soluciones:
 - Subsampling, pero se pierde precisión.
 - Usar solo proporciones, pero se añaden correlaciones espurias
- Correlación espuria (Pearson 1896).

Dos o más OTUs estarán correlacionados simplemente porque los datos han sido transformados a una suma constante.

$$\begin{array}{ccc}
 x = \begin{bmatrix} 790 & 488 & 1174 & 1037 \\ 737 & 470 & 1052 & 1064 \\ 589 & 386 & 1112 & 772 \\ 634 & 344 & 741 & 870 \end{bmatrix} & \pi_x = \begin{bmatrix} 0.226 & 0.139 & 0.336 & 0.297 \\ 0.221 & 0.141 & 0.316 & 0.320 \\ 0.206 & 0.135 & 0.388 & 0.270 \\ 0.244 & 0.132 & 0.286 & 0.336 \end{bmatrix} \\
 \downarrow & \downarrow \\
 \text{cor}(x) = \begin{bmatrix} 1 & 0.89 & 0.43 & 0.94 \\ & 1 & 0.76 & 0.83 \\ & & 1 & 0.28 \\ & & & 1 \end{bmatrix} & \text{cor}(\pi_x) = \begin{bmatrix} 1 & -0.28 & -0.93 & 0.88 \\ & 1 & 0.03 & -0.04 \\ & & 1 & -0.98 \\ & & & 1 \end{bmatrix}
 \end{array}$$

- Incoherencia subcomposicional





$$x = \begin{bmatrix} 790 & 488 & 1174 & 1037 \\ 737 & 470 & 1052 & 1064 \\ 589 & 386 & 1112 & 772 \\ 634 & 344 & 741 & 870 \end{bmatrix}, \quad \text{cor}(\pi_x) = \begin{bmatrix} 1 & -0.28 & -0.93 & 0.88 \\ & 1 & 0.03 & -0.04 \\ & & 1 & -0.98 \\ & & & 1 \end{bmatrix}$$

$$y = \begin{bmatrix} 790 & 488 & 1174 \\ 737 & 470 & 1052 \\ 589 & 386 & 1112 \\ 634 & 344 & 741 \end{bmatrix}, \quad \text{cor}(\pi_y) = \begin{bmatrix} 1 & 0.64 & -0.98 \\ & 1 & -0.76 \\ & & 1 \end{bmatrix}$$

- Si hemos normalizado, los conteos de los microorganismos (abundancias de los OTUs) no son variables independientes ya que están ligados por el valor de la suma.

A continuación os dejamos la referencia al estudio:

Microbiome differential abundance methods produce different results across 38 datasets

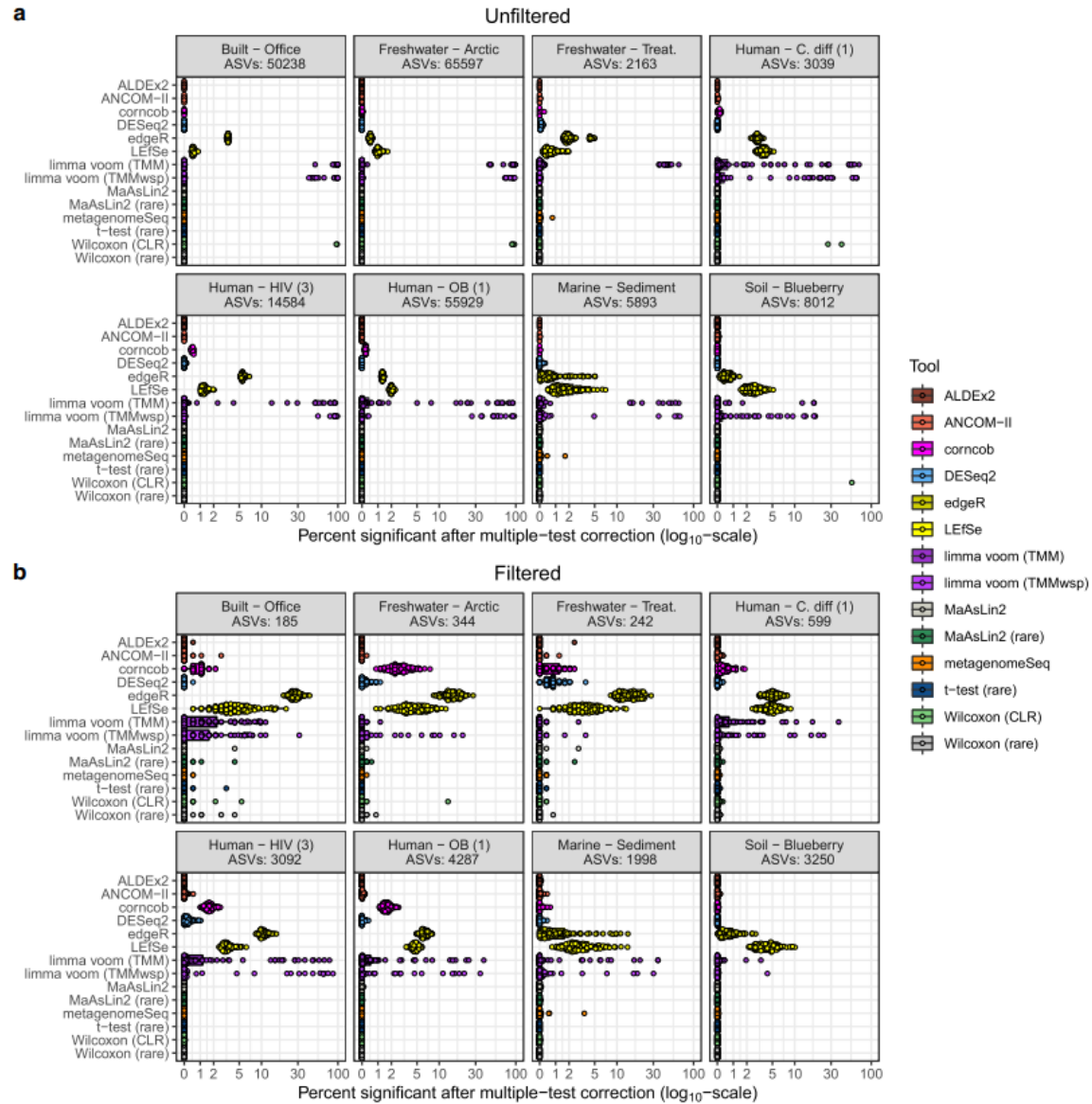
Jacob T. Nearing ^{1,7✉}, Gavin M. Douglas^{1,7}, Molly G. Hayes ², Jocelyn MacDonald³, Dhwani K. Desai⁴, Nicole Allward⁵, Casey M. A. Jones⁶, Robyn J. Wright⁶, Akhilesh S. Dhanani ⁴, André M. Comeau ⁴ & Morgan G. I. Langille^{4,6}

Nearing J et al. (2022) *Microbiome differential abundance methods produce different results across 38 datasets*

Los autores reportan lo siguiente:

- i) Diferentes métodos (14 tipos de test) que se utilizan para identificar microbios con abundancias diferenciales, han identificado números y conjuntos de ASVs (unidades taxonómicas operativas) significativas, muy diferentes diferentes, y los resultados dependen del pre-procesamiento de los datos.
- ii) Han encontrado que ALDEx2 y ANCOM-II (ambos métodos composicionales) produjeron los resultados más consistentes entre los estudios (38 conjuntos de datos del gen rRNA 16S con dos grupos de muestras)

Consideremos la figura 4 de este estudio:



En el eje x se presenta el porcentaje de variantes de secuencia (en escala \log_{10}) que son significativas (p -valor < 0.05 con corrección Benjamini-Hochberg) para cada conjunto de datos y tipo de test.

Podemos observar que, en general, el test LefSe (círculos en color amarillo) y los tests limma presentan mayor porcentaje de réplicas donde se observaron diferencias significativas en la abundancia de la ASV bajo estudio en un grupo u otro de los conjuntos de datos estudiados. Esta diferencia es mayor con los datos filtrados.

1.2 Solución

Utilizamos otra forma de “normalizar” que preserva la composición de cada muestra y nos permite compararlas:

CODA= Compositional Data Analysis



Microbiome Datasets Are Compositional: And This Is Not Optional

Gregory B. Gloor^{1*}, Jean M. Macklaim¹, Vera Pawlowsky-Glahn² and Juan J. Egozcue³

¹ Department of Biochemistry, University of Western Ontario, London, ON, Canada, ² Departments of Computer Science, Applied Mathematics, and Statistics, Universitat de Girona, Girona, Spain, ³ Department of Applied Mathematics, Universitat Politècnica de Catalunya, Barcelona, Spain

2 Principios básicos del CODA

- Cada muestra se considera como un vector de datos composicionales (x_1, \dots, x_k) con cada $x_i \geq 0$.
- Consideramos que dos vectores son equivalentes cuando son proporcionales.
- El análisis de los datos se basa en las ratios x_i/x_j .
- Las ratios se transforman mediante logaritmos para traducir comparación relativa en comparación absoluta (y para acercar las ratios a una normal).

Estas transformaciones producen los mismos resultados si los conteos son absolutos o proporciones.

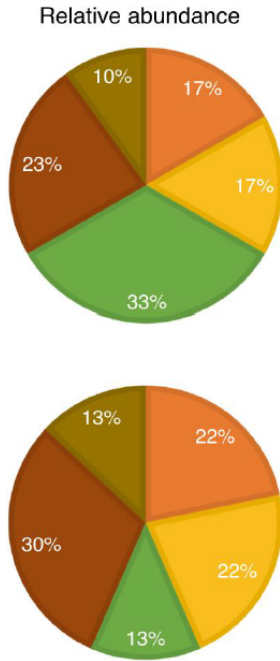
Example: log-ratio scale invariance

$$(100, 200, 400, 300), \quad \log(X_3/X_2) = \log(400/200) = \log(2)$$

$$(2000, 4000, 8000, 6000), \quad \log(X_3/X_2) = \log(8000/4000) = \log(2)$$

$$(0.1, 0.2, 0.4, 0.3), \quad \log(X_3/X_2) = \log(0.4/0.2) = \log(2)$$

Exploring all possible log-ratios we can infer which are the real differences



$$\log(0.17/0.17) = \log(0.22/0.22) = 0$$

$$\log(0.23/0.10) = \log(0.30/0.13) = \log(2.3)$$

$$\log(0.23/0.17) = \log(0.30/0.22) = \log(1.36)$$

$$\log(0.23/\mathbf{0.33}) \neq \log(0.30/\mathbf{0.13})$$

$$\log(0.17/\mathbf{0.33}) \neq \log(0.22/\mathbf{0.13})$$

$$\log(\mathbf{0.33}/0.10) \neq \log(\mathbf{0.13}/0.13)$$

Los cocientes logarítmicos son números reales, una gran ventaja para la aplicación de los métodos estadísticos estándar desarrollados para variables aleatorias continuas.

A menudo se utiliza la transformación log-ratio centrada (clr) introducida Aitchison (1986).

Dado un vector \mathbf{x} de conteos de OTUs, $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_D)$, su transformación **clr** es:

$$\mathbf{x}_{clr} = (\log(x_1/g(\mathbf{x})), \dots, \log(x_D/g(\mathbf{x}))),$$

donde $g(\mathbf{x})$ es la media geométrica de \mathbf{x} , es decir, $g(\mathbf{x}) = \sqrt[D]{x_1 \cdot x_2 \cdots x_D}$.

Tratamiento de los ceros:

- Si alguna variable es cero, no se pueden calcular las ratios.
- Imputación de ceros: **zCompositions** de R, como una distribución de probabilidad utilizando **ALDEx2** disponible en Bioconductor.

2.1 Metodología

Ante una tabla X de datos composicionales

- ① Eliminamos filas y columnas constantes 0, y aplicamos cualquier otro filtrado que encontremos conveniente
- ② Sustituimos (**imputo**) los NA y los ceros
- ③ Transformamos logarítmicamente los datos
- ④ Analizamos con técnicas de CODA
 - ACP y biplots adecuados
 - Clustering con distancias adecuadas
 - ANOVA \rightarrow ALDEx
 - Correlaciones adecuadas

3 Reemplazos composicionales del tool kit tradicional

Operation	Standard approach	Compositional approach
Normalization	Rarefaction 'DESeq'	Centered Log Ratio (CLR) Isometric Log Ratio (ILR) Additive Log Ratio (ALR)
Distance	Bray-Curtis UniFrac Jenson-Shanon	Aitchison
Correlation	Pearson Spearman	SparCC SpiecEasi
Differential abundance	metagenomSeq LEfSe DESeq	ALDEx2 ANCOM

Distancia de Aitchison

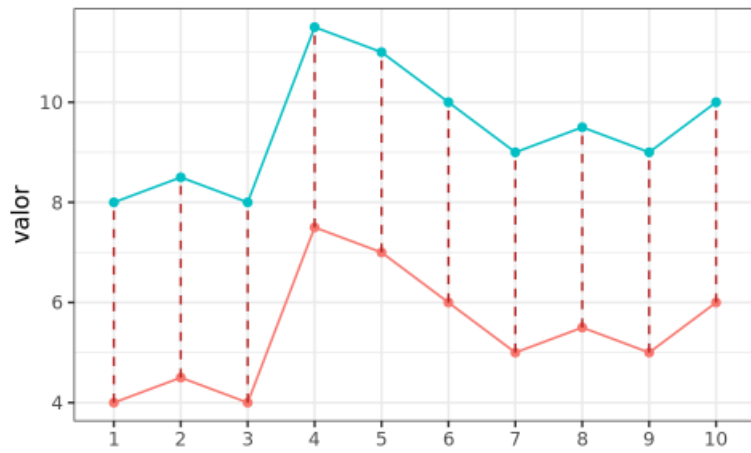
- La distancia de Aitchison no es más que la distancia euclidiana entre muestras después de la transformación clr. Específicamente:

$$d(x_i, x_j) = \sqrt{\sum_{k=1}^D \left(\log \frac{x_{ik}}{g(\mathbf{x}_i)} - \log \frac{x_{jk}}{g(\mathbf{x}_j)} \right)^2}$$

- La distancia Euclídea:

$$d(y_i, y_j) = \sqrt{\sum_{k=1}^N (y_{ik} - y_{jk})^2}$$

Ejemplo de distancia euclídea:



Correlaciones de datos composicionales

Existen varias técnicas para analizar la correlación de los datos del microbioma que suelen ser matrices “sparse”. Uno de ellos es **r-sparc**.

4 CODA en acción :

Se obtuvieron muestras fecales, en diferentes momentos, de individuos sanos distribuidos en tres grupos de edad: infantes (I), adultos (A) y ancianos (E). La metagenómica se llevó para 218 muestras que superaron los controles de calidad.

Queremos responder las siguientes preguntas:

- ¿Las abundancias de qué bichos marcan la diferencia entre dos o más tipos de muestra?
- ¿En qué pares de bichos cambia significativamente la diferencia entre sus proporciones entre dos tipos de muestras?

4.1 Carga de librerías de R que utilizaremos

```
set.seed(1)
library(data.table)
library(compositions)
library(zCompositions)
library(ALDEx2)
library(kableExtra)
library(ggplot2)
library(easyCODA)
library(RColorBrewer)
library(robCompositions)
library(dendextend)
library(coda4microbiome)
library(propr)
library(ppclust)
library(factoextra)
library(cluster)
library(fclust)
library(nnet)
library(corrplot)
source("funcionsCODACesc.R")
```

4.2 Carga y limpieza de los datos

```
DF.0=read.table("count_table_otus.tsv",header=TRUE,sep="\t")
rownames(DF.0)=DF.0[,1]
DF.0=DF.0[,-1]
# Eliminando los _
rownames(DF.0)=gsub("_",".", rownames(DF.0))
colnames(DF.0)=gsub("_",".", colnames(DF.0))

# Las filas deben ser muestras y las columnas taxa
DF.0=t(DF.0)
dim(DF.0)
```

[1] 218 280

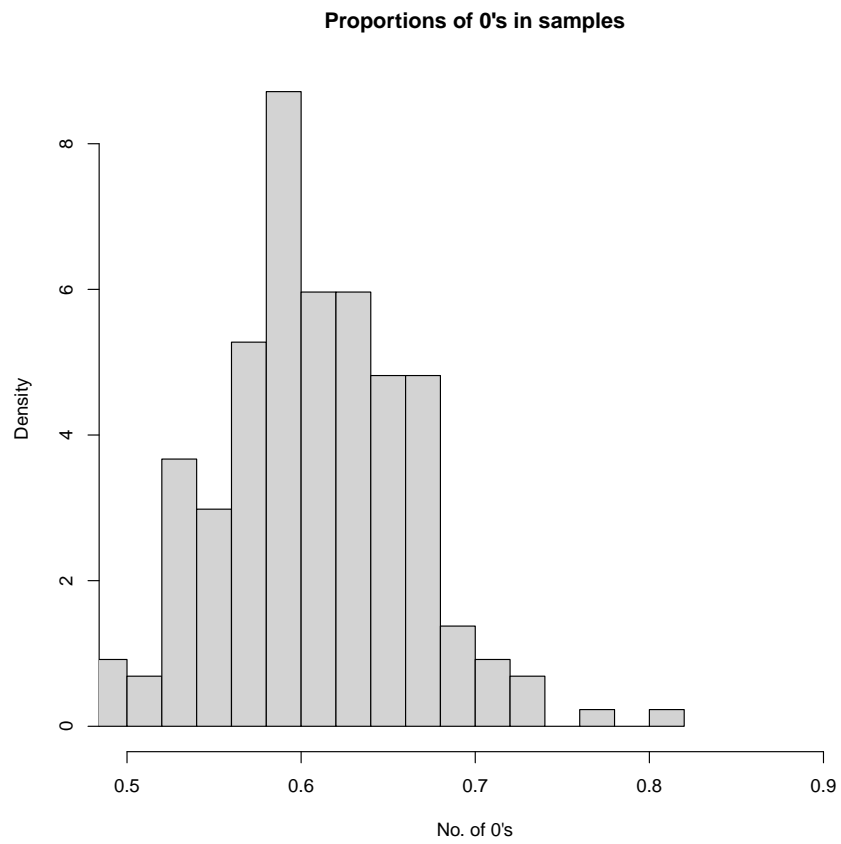
```
# [1] 218 280
# Eliminamos las filas y columnas con 0
DF.0=DF.0[apply(DF.0, 1, sum)>0,apply(DF.0, 2, sum)>0]
mostres=rownames(DF.0)
bitxos=colnames(DF.0)
colnames(DF.0)=1:dim(DF.0)[2]
Grups=as.factor(substr(mostres,1,1))
colors=c("green","blue","brown")[Grups]
```

4.3 Tratamiento de los ceros

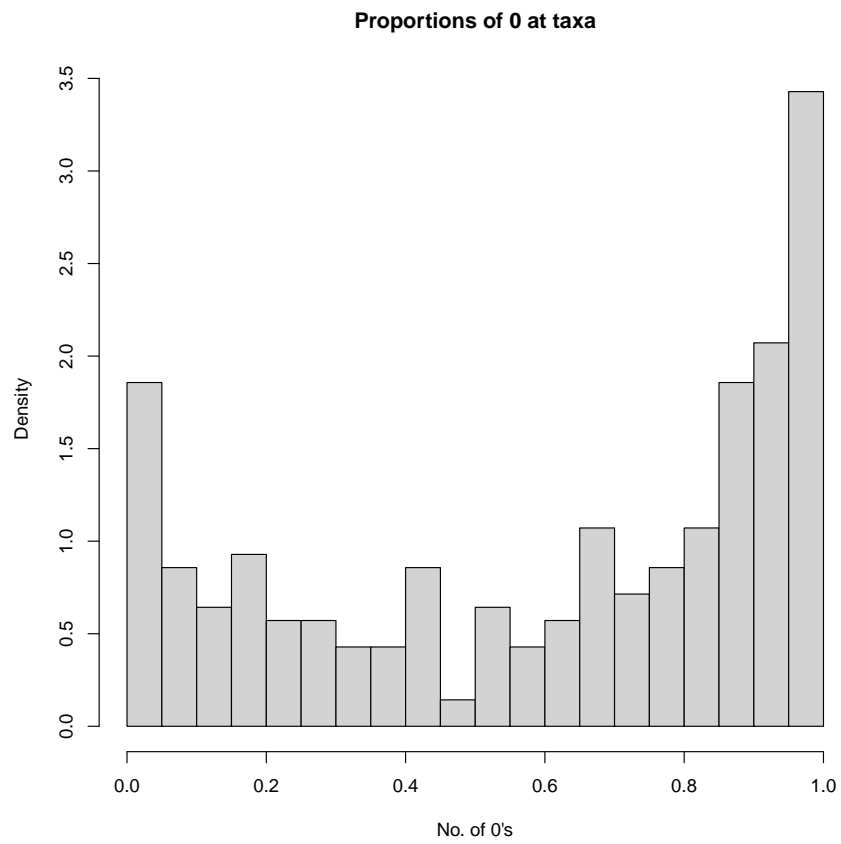
```
#Proporciones de ceros por muestras
Zeros.row=apply(DF.0,MARGIN=1,FUN=function(x){length(x[x==0])/length(x)})

#Proporciones de ceros por taxa
Zeros.col=apply(DF.0,MARGIN=2,FUN=function(x){length(x[x==0])/length(x)})

hist(Zeros.row,breaks=20,freq=FALSE,xlim=c(0.5,0.9),xlab="No. of 0's", main="Proportions o
```



```
hist(Zeros.col,breaks=20,freq=FALSE,xlab="No. of 0's", main="Proportions of 0 at taxa")
```



```
# zPatterns de la librería zCompositions  
zPatterns(DF.0,label=0,suppress.print=TRUE,main="Global")
```

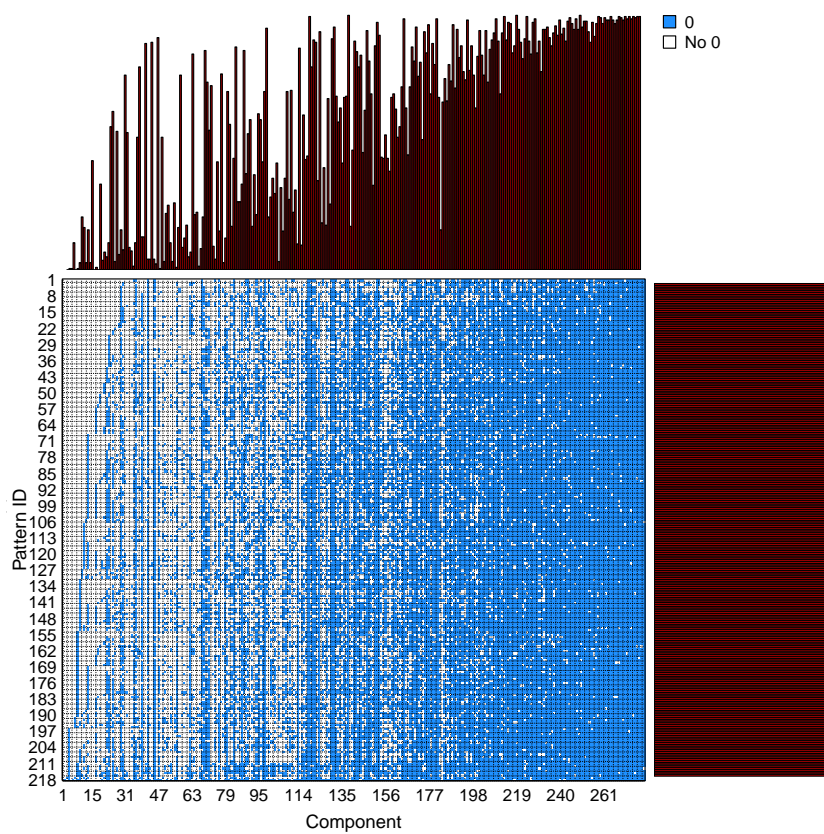


Figure 4.1: Zero Patterns in global sample

```
zPatterns(DF.0[Grups=="A",],label=0,suppress.print=TRUE,main="Global")
```

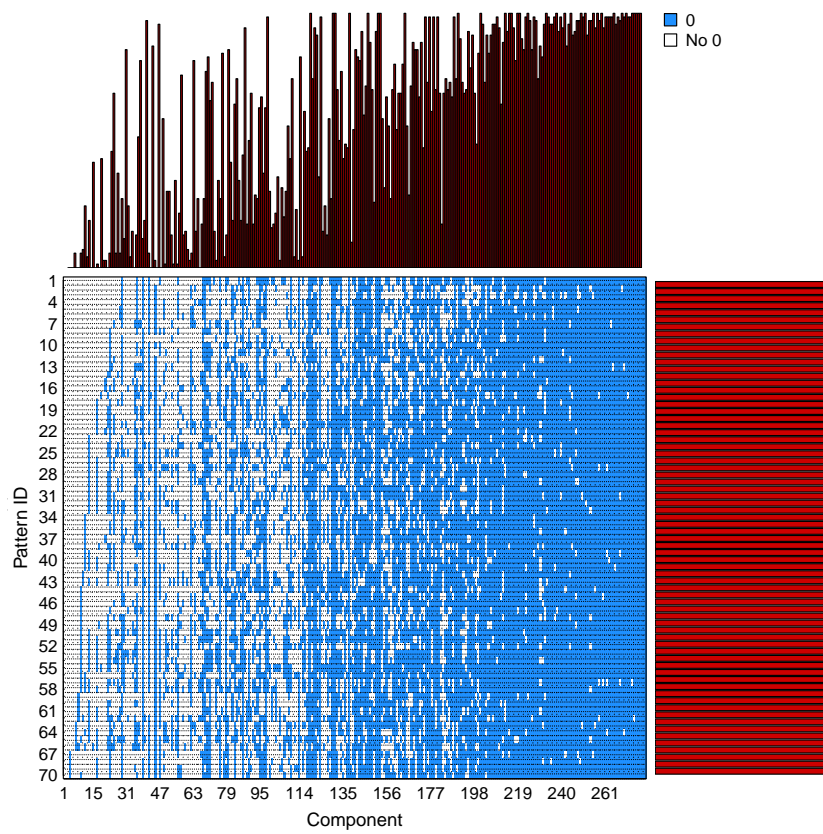


Figure 4.2: Zero Patterns in Adults samples

```
zPatterns(DF.0[Grups=="E",],label=0,suppress.print=TRUE,main="Global")
```

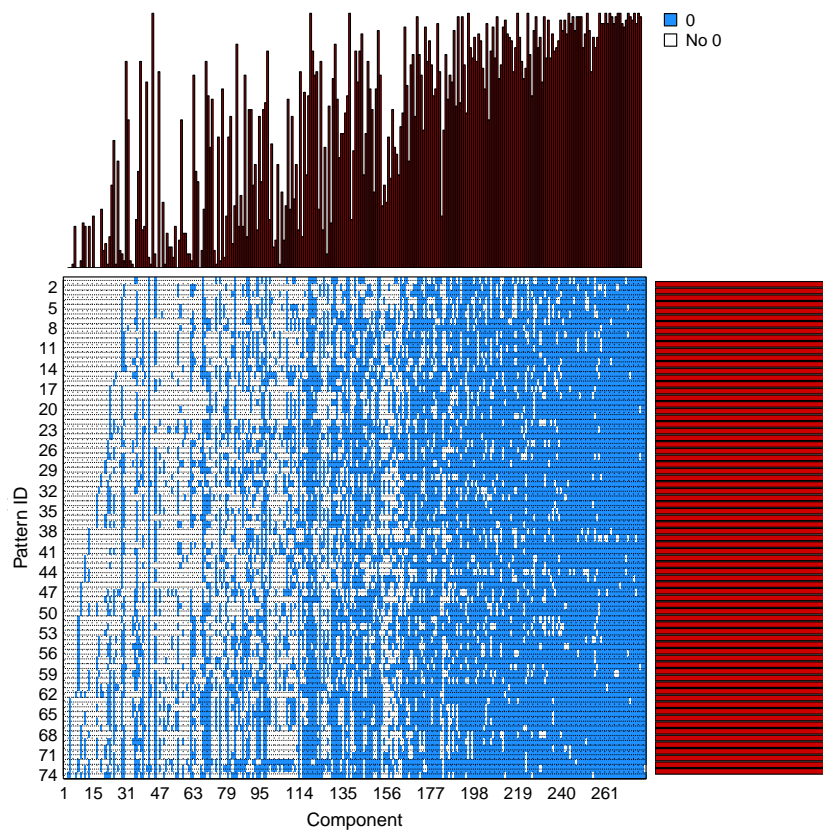


Figure 4.3: Zero Patterns in Ederly samples

```
zPatterns(DF.0[Grups=="I",],label=0,suppress.print=TRUE,main="Global")
```

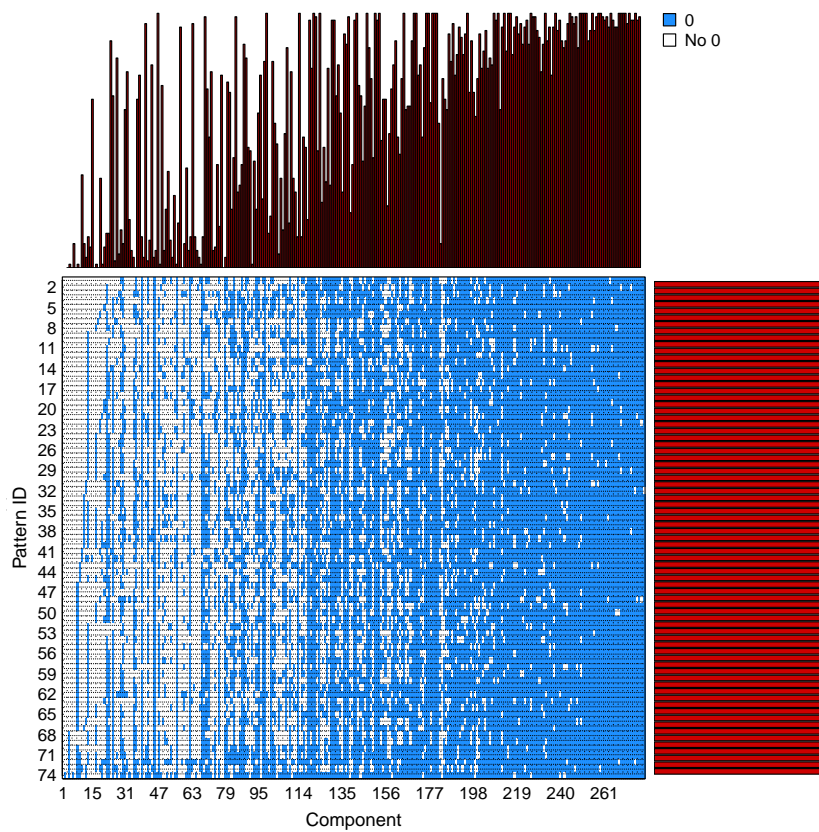


Figure 4.4: Zero Patterns in Infants samples

4.4 Géneros que aparecen únicamente en un tipo de muestra

- Solo en Adultos

```
bitxos.nomesA=bitxos[which(apply(DF.0[Grups!="A",], 2, sum)==0)]
length(bitxos.nomesA)
```

[1] 4

```
bitxos.nomesA%>%
  kbl() %>%
  kable_styling()
```


x
OTU.196
OTU.254
OTU.260
OTU.270

x
OTU.147
OTU.153
OTU.165
OTU.214
OTU.216
OTU.217
OTU.234
OTU.239
OTU.246
OTU.251
OTU.253
OTU.257
OTU.261
OTU.271
OTU.273
OTU.278

- Solo en los Ancianos (Elderly)

```
bitxos.nomesE=bitxos[which(apply(DF.0[Grups!="E",], 2, sum)==0)]
length(bitxos.nomesE)
```

[1] 16

```
bitxos.nomesE%>%
  kbl() %>%
  kable_styling()
```

- Solo en los Infantes

```
bitxos.nomésI=bitxos[which(apply(DF.0[Grups!="I",], 2, sum)==0)]
length(bitxos.nomésI)
```

x
OTU.119
OTU.138
OTU.220
OTU.225
OTU.277
OTU.279

[1] 6

```
bitxos.nomésI%>%
  kbl() %>%
  kable_styling()
```

- Solo en uno

```
Nomes.a.un=which(apply(DF.0[Grups!="A",], 2, sum)==0 | apply(DF.0[Grups!="E",], 2, sum)==0)
```

4.5 Imputación de ceros con la previa de Jeffreys

Se asume que los valores no cero siguen una distribución log-normal pero están truncados en cero. Los ceros están presentes debido a un valor subyacente que se encuentra por debajo del umbral de detección. En este caso se ha puesto una previa no informativa. Los parámetros de estiman via MCMC.

Los ceros se reemplazan con los valores de la distribución predictiva posterior.

```
#cmultRepl de la librería zCompositions Bayesian-Multiplicative replacement of count zeros
# previa de Jeffreys 1/2, todos los valores tienen la misma probabilidad de ocurrir.

DF.J=cmultRepl(DF.0, method="user", t=matrix(1/dim(DF.0)[2],nrow=dim(DF.0)[1],ncol=dim(DF.0)[2],
output="p-counts",suppress.print=TRUE)
```

4.6 Imputación de ceros con Geometric Bayesian multiplicative

Se asume que los valores observados no cero siguen una distribución geométrica (modeliza la probabilidad de que ocurra el primer éxito en una serie de ensayos independientes de Bernoulli,

OTU.138
OTU.220
OTU.251

donde un éxito es la observación de un valor no cero). Por lo tanto, los ceros se consideran “fracasos” en esta distribución.

Se estima el parámetro de la distribución geométrica a partir de los valores observados no cero en el conjunto de datos. Se utiliza una distribución previa para el parámetro de la distribución geométrica. Se obtiene la distribución posterior del parámetro con la que se generan valores imputados para los ceros.

```
# Este es el método por defecto de cmultRepl
# Hay que quitar columnas con solo una entrada diferente a 0
Unics=which(apply(DF.0, 2, function(x){length(which(x>0))})==1)
bitxos.unics=bitxos[Unics]
length(bitxos.unics)
```

```
[1] 3
```

```
bitxos.unics%>%
  kbl(col.names =NULL) %>%
  kable_styling()
```

Damos un vistazo a lo que nos perderemos si las quitamos: Sus frecuencias relativas dentro de sus muestras únicas

```
Què.ens.perdem=rep(0,length(Unics))
for (i in 1:length(Unics)){
  y=attr(Unics,"names")[i]
  x=which(DF.0[,y]>0)
  Què.ens.perdem[i]=DF.0[x,y]/sum(DF.0[x,])
}
round(Què.ens.perdem,6)
```

```
[1] 0.024063 0.001049 0.000288
```

La matriz con los ceros imputados ...

```
DF.0U=DF.0[, -Unics]
DF.GBM=cmultRepl(DF.0U, method="GBM", output="p-counts", suppress.print=TRUE)
bitxos.nounics=bitxos[-Unics]
```

4.7 Imputación de ceros con un método iterativo

El método EM se basa en la idea de maximizar una función de verosimilitud incompleta, donde se asume que los datos faltantes son valores no observados o “datos ocultos”.

```
# imprZilr de la librería robCompositions
#
# Tarda mucho ...
# DF.0n=as.data.frame(DF.0)
# DF.0n=as.data.frame(apply(DF.0n, MARGIN=2, as.numeric))
# DF.It=imprZilr(DF.0n, eps=0.05, method = "pls", dl=rep(1, dim(DF.0)[2]), maxit = 10, verbo
# saveRDS(DF.It, file="DFItnou.RData")
```

```
DF.It=readRDS("DFItnou.RData")$x
```

4.8 ¿Qué método para imputar los ceros es mejor?

(Lubbe-Filznoser-Templ Chemolab 2021)

Comparando matrices de correlaciones de Kynclova-Hron-Filzmoser: un valor pequeño indica que el método es mejor.

La función `corCoDa` del paquete `robCompositions` que las calcula no aguanta matrices grandes (al menos en el portátil), por lo tanto lo hacemos por muestreo.

```
# Sustitución de los ceros por algo muy pequeño
# multRepl de la librería zCompositions
DF.0.alt=multRepl(DF.0, dl=rep(1, ncol(DF.0)), frac=10^(-12), label=0)
DF.0.alt.U=DF.0.alt[, -Unics]

# X Y con las mismas dimensiones
# m < 30 o da NaN
f=function(X,Y,m){
  x=sample(dim(X)[2],m)
```

```

(1/m)^2*sum((corCoDa(X[,x])-corCoDa(Y[,x]))^2)
}
mean(replicate(200,f(DF.0.alt,DF.J,25)))
mean(replicate(200,f(DF.0.alt.U,DF.GBM,25)))
mean(replicate(200,f(DF.0.alt,DF.It,25)))
# [1] 0.01688433 0.01664001
# [1] 0.009403911 0.009399878
# [1] 0.06253841 0.05720421

```

4.9 Comparando matrices de distancias de Aitchison: valor pequeño indica mejor.

```

(1/dim(DF.0)[1])^2*sum((aDist(DF.0.alt)-aDist(DF.J))^2)

```

```
[1] 20279.85
```

```

(1/dim(DF.0U)[1])^2*sum((aDist(DF.0.alt.U)-aDist(DF.GBM))^2)

```

```
[1] 19972.44
```

```

(1/dim(DF.0)[1])^2*sum((aDist(DF.0.alt)-aDist(DF.It))^2)

```

```
[1] 11971.71
```

```

Imputa0=c("J","GBM","It")
Imputa0="GBM"
if (Imputa0=="J"){
  DF=DF.J
}
if (Imputa0=="GBM"){
  DF.0=DF.0U
  DF=DF.GBM
  bitxos=bitxos.nounics
}

```

```
if (Imputa0=="It"){  
  DF=DF.It  
}
```

4.10 Si se quieren filtrar las muestras outliers

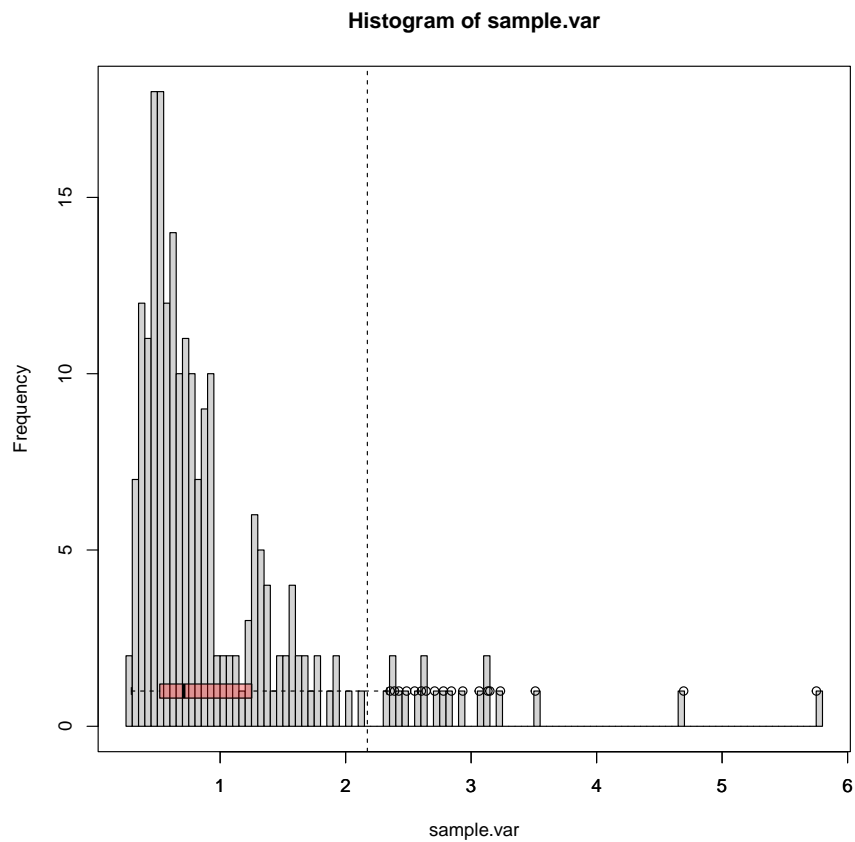
Quitamos muestras que contribuyen a tener mucha varianza

Utilizó codaSeq.outlier de funcionsCODACesc.R adaptada de EasyCODA, que le da error

La función codaSeq.outlier ayuda a identificar observaciones que se desvían significativamente de la estructura típica de las composiciones.

El algoritmo de detección de outliers implementado en codaSeq.outlier se basa en la suposición de que los datos de composición siguen una distribución log-ratio multivariada.

```
DF.CLR=acomp(DF)  
CSOut=codaSeq.outlier(DF.CLR, plot.me=TRUE)
```



```
outliers=CSOut$bad
bones=CSOut$good
```

Las muestras outliers son

```
mostres[outliers]
```

```
[1] "A04T4" "A05T1" "A07T2" "A08T4" "A08T6" "E01T1" "E01T2" "E06T4" "E09T2"
[10] "E10T3" "I01T2" "I01T4" "I02T7" "I05T2" "I07T4" "I07T6" "I07T7" "I09T2"
[19] "I10T6"
```

Si quitamos estas muestras, tenemos que volver a controlar que no nos quede ninguna columna de 0s

```

DF.OB=DF.0[bones,]
conserv=which(apply(DF.OB, 2, sum)>0)
DF.OB=DF.OB[,conserv]

# si se emplea DF.It, igual conviene re-calcularlo porque depende de las muestras

# Hay que quitar bichos que hayan quedado a 0 en todo
conserv=which(apply(DF.OB, 2, sum)>0)
DF.OB=DF.OB[,conserv]
DF.OBn=as.data.frame(DF.OB)
DF.OBn=as.data.frame(apply(DF.OBn,MARGIN=2,as.numeric))
DFB.It=impRZilr(DF.OBn, eps=0.05, method = "pls", dl=rep(1, dim(DF.OB)[2]),maxit = 10,verb
saveRDS(DFB.It, file="DFItBnou.RData")

```

Con la función `QuinesMostres` indicamos si cogemos solo las muestras buenas o todas

```

#QuinesMostres=c("totes","bones")
QuinesMostres="bones"
if (QuinesMostres=="bones"){
  DF.0=DF.OB
  DF=DF[bones,conserv]
  Grups=Grups[bones]
  colors=colors[bones]
  mostres=mostres[bones]
  bitxos=bitxos[conserv]
}
DF.CLR=acomp(DF)
DF.prop=t(apply(DF, 1, function(x){x/sum(x)}))

```

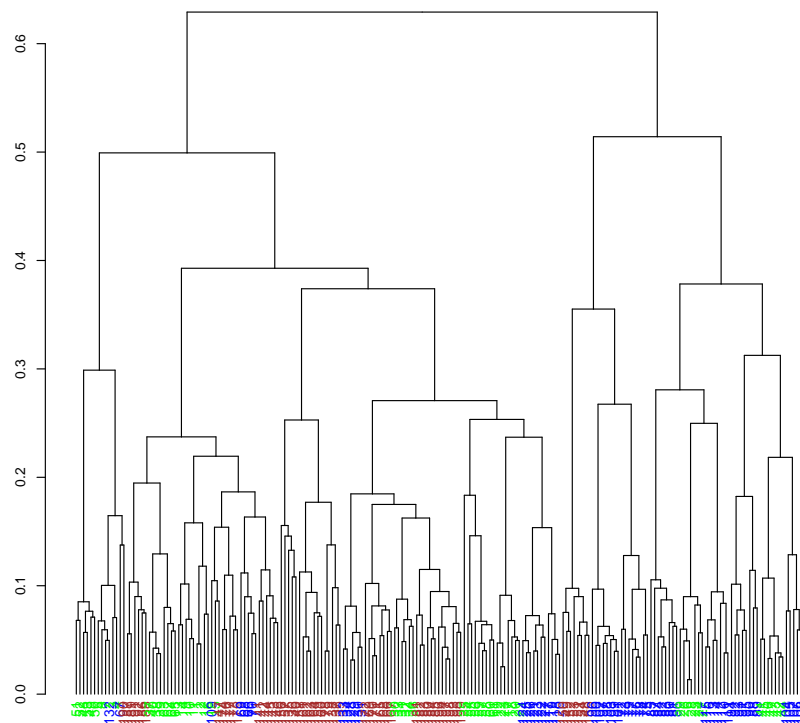
4.11 Sin filtrar variables

No hacemos biplot porque con tanta variable no se ve nada

4.11.1 Clustering jerárquico

A diferencia del algoritmo de Ward estándar (agrupa observaciones similares en función de una medida de distancia entre ellas), donde todas las observaciones tienen el mismo peso, el enfoque ponderado permite considerar la importancia relativa de cada observación en el proceso de agrupamiento.


```
# Clustering jerárquico con distancias euclidianas con pesos
# Función WARD de EasyCODA, necesita que la matriz de clr's se calcule con la misma librería
DF.CLR.W=CLR(DF)
hc=WARD(DF.CLR.W,weight=TRUE)
dend=as.dendrogram(hc)
labels_colors(dend)=colors[hc$order]
par(cex=0.75)
plot(dend, main = "")
```



```
par(cex=1)
# No dibujamos barplot de composiciones porque el gráfico no es informativo
```

Matriz para entender los resultados:

	1	2	3
A	51	14	0
E	25	28	16
I	57	0	8

```

clust1=data.frame(Orig=Grups[hc$order],
                  clust=cutree(dend, k = 3)[order.dendrogram(dend)])
table(clust1)%>%
  kbl() %>%
  kable_styling()

```

4.12 ALDEx

Permite identificar características (como especies microbianas o genes) que muestran diferencias significativas entre grupos de muestras (A, E, I) utilizando un enfoque basado en la inferencia bayesiana. Las muestras se extraen de la distribución Dirichlet (la beta en el caso multivariado).

```

DF0.Aldex=rbind(DF.0[Grups=="A",],DF.0[Grups=="E",], DF.0[Grups=="I",])
DF0.t=data.frame(t(DF0.Aldex))
conds=c(rep("A", dim(DF.0[Grups=="A",])[1]),rep("E", dim(DF.0[Grups=="E",])[1]), rep("I",
#'
x.clr.kw=aldex.clr(DF0.t[,1:5], conds=conds[1:5], mc.samples=10, verbose=FALSE)
mc.instances <- numMCInstances(x.clr.kw)
mc.all <- getMonteCarloInstances(x.clr.kw)

```

```

DF0.Aldex=rbind(DF.0[Grups=="A",],DF.0[Grups=="E",], DF.0[Grups=="I",])
DF0.t=data.frame(t(DF0.Aldex))
conds=c(rep("A", dim(DF.0[Grups=="A",])[1]),rep("E", dim(DF.0[Grups=="E",])[1]), rep("I",
#
x.clr.kw=aldex.clr(DF0.t, conds=conds, mc.samples=1000, verbose=FALSE)
x.kw=aldex.kw(x.clr.kw, verbose=FALSE)
# valores esperados del test Kruskal-Wallis y un glm sobre los datos
mm=model.matrix(~conds,data.frame(conds))
x.clr.glm=aldex.clr(DF0.t, conds=mm, mc.samples=1000, verbose=FALSE)
x.glm=aldex.glm(x.clr.glm, mm)
#
x.tot=cbind(bitxos,x.kw,x.glm)

```

bitxos	kw.ep	kw.eBH	glm.ep	glm.eBH	Intercept::Est	Intercept::SE	Intercept::t.val
OTU.00 1	0.0801547	0.1570136	0.0303225	0.0797589	11.554637	0.1854587	62.30798
OTU.00 2	0.0206440	0.0579031	0.8077564	0.8585892	10.371632	0.3250578	31.95125
OTU.00 3	0.0000000	0.0000001	0.0000000	0.0000001	11.002260	0.2578001	42.77776
OTU.00 4	0.0005343	0.0031584	0.0136801	0.0424850	8.736565	0.5371141	16.30443
OTU.00 5	0.0017423	0.0078298	0.0006925	0.0041580	12.369761	0.1919890	64.43325
OTU.00 6	0.0008415	0.0044561	0.0350900	0.0835593	9.693963	0.2458796	39.53140

```

saveRDS(x.tot, file="xtotTotal.RData")

x.tot=readRDS("xtotTotal.RData")
x.tot$bitxos=paste0("OTU.",c(paste("00",1:9),paste("0",10:99),100:276))

x.tot=readRDS("xtotTotal.RData")

head(x.tot)%>%
  kbl() %>%
  kable_styling()

```

Aquí podemos basarnos en:

- **kw.eBH**: ajuste de p-valores utilizando el método de Benjamini-Hochberg (BH) después de realizar un análisis de varianza de Kruskal-Wallis (KW).
- **glm.eBH**: ajuste de p-valores utilizando el método de Benjamini-Hochberg (BH) después de ajustar un modelo lineal generalizado (GLM)
- **model.condsE**: se refiere al modelo de regresión ajustado utilizando las variables de composición como predictores y la condición “condsE” como la variable de respuesta.

```

signif.p1=which(x.tot$kw.eBH < 0.01)
signif.g1=which(x.tot$glm.eBH < 0.01)
signif.p1=intersect(signif.p1,signif.g1)

length(signif.p1)

```

[1] 40

```

x.tot.sign=x.tot[signif.p1,c(3,5,19,20)]
names(x.tot.sign)=c("p-val KW corregit", "p-val glm corregit", "p-val E vs A corregit", "p-val E vs A corregit")
rownames(x.tot.sign)=bitxos[signif.p1]

x.tot.sign%>%
  kbl() %>%
  kable_styling()

prova=unlist(sapply(rownames(x.tot.sign),FUN=function(x) which(x==x.tot$bitxos)))
names(prova)=NULL

```

Si nos restringimos a estos bichos :

```

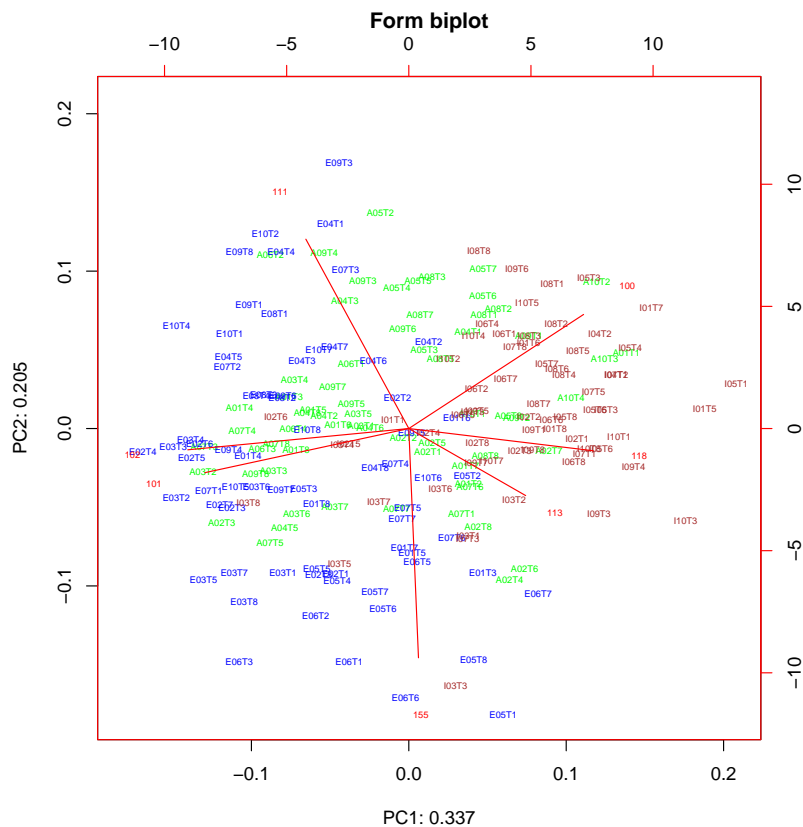
DF.s=DF[,prova]
DF.CLR=acomp(DF.s)

pcx=princomp(DF.CLR,cor=TRUE)

coloredBiplot(pcx, cex=0.5, col="red", arrow.len=0, scale=1,var.axes=TRUE,
  xlab=paste("PC1", round(pcx$sdev[1]^2 / sum(pcx$sdev^2),3), sep=": "),
  ylab=paste("PC2", round(pcx$sdev[2]^2 / sum(pcx$sdev^2),3), sep=": "),
  xlab.col=colors, main="Form biplot")

```

	p-val KW corregit	p-val glm corregit	p-val E vs A corregit	p-val I vs A corregit
OTU.003	0.0000001	0.0000001	0.0972514	0.8239804
OTU.005	0.0078298	0.0041580	0.2511886	1.0000000
OTU.008	0.0000070	0.0000016	1.0000000	0.0000085
OTU.011	0.0010125	0.0059162	1.0000000	0.0787355
OTU.013	0.0000433	0.0000009	0.2828991	0.5834326
OTU.016	0.0038849	0.0006962	0.0327502	1.0000000
OTU.020	0.0097656	0.0033890	1.0000000	0.0918489
OTU.022	0.0000326	0.0000097	1.0000000	0.0358061
OTU.025	0.0002163	0.0001919	1.0000000	0.0091624
OTU.030	0.0000002	0.0000000	0.0002360	0.0000002
OTU.034	0.0000000	0.0000000	1.0000000	0.0000011
OTU.038	0.0001000	0.0006898	1.0000000	0.0438187
OTU.044	0.0000015	0.0000002	1.0000000	0.0000073
OTU.046	0.0011419	0.0006191	0.5639068	0.0063995
OTU.047	0.0001250	0.0001823	0.2585800	0.9991464
OTU.049	0.0053303	0.0072328	0.1026868	0.9789205
OTU.050	0.0000264	0.0002277	0.3148470	1.0000000
OTU.052	0.0001237	0.0075423	0.9952454	1.0000000
OTU.054	0.0013229	0.0097693	1.0000000	0.7449599
OTU.057	0.0000489	0.0000655	1.0000000	0.1825672
OTU.059	0.0000000	0.0000000	1.0000000	0.0000004
OTU.060	0.0002872	0.0042465	0.6414395	1.0000000
OTU.063	0.0004161	0.0014406	0.4197127	1.0000000
OTU.064	0.0000174	0.0001876	1.0000000	0.0845730
OTU.066	0.0000025	0.0000036	0.0061348	0.0000254
OTU.067	0.0003092	0.0026454	0.7734519	0.0414771
OTU.075	0.0091920	0.0052941	0.1359825	1.0000000
OTU.077	0.0000837	0.0003245	0.9095772	0.9990152
OTU.078	0.0001277	0.0005558	0.7500225	1.0000000
OTU.086	0.0005582	0.0022955	0.1265078	1.0000000
OTU.088	0.0000000	0.0000000	1.0000000	0.0000000
OTU.091	0.0000012	0.0000026	0.6333928	0.4631056
OTU.096	0.0007613	0.0024963	0.7773785	0.9987909
OTU.100	0.0087198	0.0049639	0.4523354	1.0000000
OTU.101	0.0000000	0.0000000	1.0000000	0.0000138
OTU.102	0.0000000	0.0000053	0.9922000	0.0525332
OTU.111	0.0004223	0.0016563	0.3737696	0.0432119
OTU.113	0.0021340	0.0040426	0.1122496	1.0000000
OTU.118	0.0000004	0.0000050	0.8946424	0.0804560
OTU.154	0.0010999	0.0060971	0.1554282	0.9981464



```
DF.CLR.W.s=CLR(DF.s)
hc2=WARD(DF.CLR.W.s,weight=TRUE)
dend.2=as.dendrogram(hc2)
labels_colors(dend.2)=colors[hc2$order]
DF0r=DF.s[hc2$order,]
#Reordemanos las muestras para dibujar los barplot en el mismo orden
DF0r.CLR=acom(DF0r)
d.names=colnames(DF.s)[order(apply(DF.s, 2, sum), decreasing=T) ]
nb.cols=dim(DF.s)[2]
colors.OTU=colorRampPalette(brewer.pal(length(d.names),"Spectral"))(nb.cols)
#Dibujo
layout(matrix(c(1,3,2,3),2,2, byrow=T), widths=c(6,2), height=c(4,4))
par(mar=c(2,1,1,1)+0.1,cex=0.75)
plot(dend.2, main = "")
barplot(DF0r.CLR, legend.text=F, col=colors.OTU, axisnames=F, border=NA, xpd=T,)
```

```

par(mar=c(0,1,1,1)+0.1,cex=1)
plot(1,2, pch = 1, lty = 1, ylim=c(-20,20), type = "n", axes = FALSE, ann = FALSE)
legend(x="center", legend=d.names, col=colors.OTU, lwd=5, cex=.6, border=NULL)

```

