

Expresión diferencial con datos RNA-seq

Guillermo Ayala Gallego

2025-05-21

Table of contents

Introducción	2
Paquetes	2
Data	2
Una muestra por condición	2
Un test para comparar proporciones	2
edgeR::binomTest	3
edgeR clásico	4
Introducción	4
Estimación de una dispersión común	5
Si las librerías tienen el mismo tamaño	5
qCML: Quantile-adjusted conditional maximum likelihood	6
Un test exacto para dos grupos	6
Contraste de hipótesis	7
Dispersiones posiblemente distintas	8
Un análisis con edgeR	8
DGEList	8
Eliminando genes con conteos bajos	11
edgeR utilizando modelo lineal generalizado	12
Modelo	12
TCGA-COAD	13
Bibliografía	22

Introducción

Paquetes

```
pacman::p_load(SummarizedExperiment,edgeR,ggplot2)
```

Data

```
data(PRJNA297664,package="tamidata")
```

```
colData(PRJNA297664)[,"treatment"]
```

```
[1] Wild          Wild          SEC66 deletion Wild          SEC66 deletion  
[6] SEC66 deletion  
Levels: Wild SEC66 deletion
```

Una muestra por condición

Un test para comparar proporciones

- Queremos comparar dos condiciones y disponemos de una muestra en cada una de las condiciones.
- En este caso para cada gen tendríamos una tabla 2×2 como

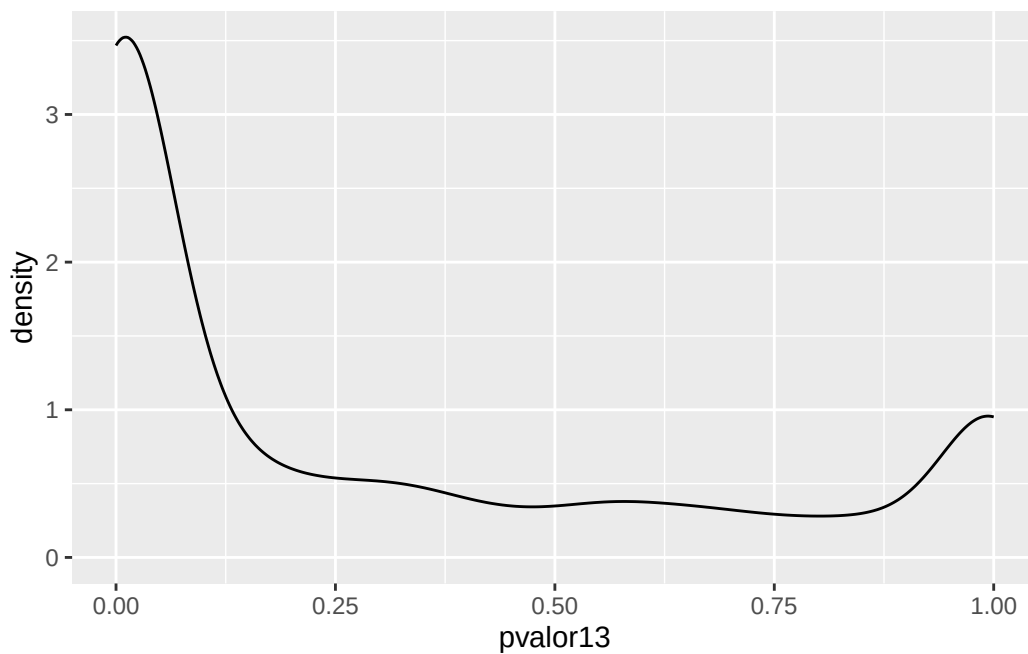
Muestra	Gen	Resto	Total
1	y_1	$m_1 - y_1$	m_1
2	y_2	$m_2 - y_2$	m_2
Total	$y_1 + y_2$	$m_1 + m_2 - y_1 - y_2$	$m_1 + m_2$

edgeR::binomTest

- Para el gen i -ésimo tendríamos los conteos x_{i1} e x_{i2} en las dos muestras siendo m_1 y m_2 los tamaños de las librerías.
- Suponemos fijo el número total de muestras para el gen i ($n_i = x_{i1} + x_{i2}$) y tamaño total de las dos librerías m_1 y m_2
- Bajo estas dos hipótesis previas vamos a contrastar que $H_i : p_1 = m_1/(m_1 + m_2)$ frente a $H_i : p_1 \neq m_1/(m_1 + m_2)$
- Como ilustración nos fijamos en las muestras 1 y 3.

```
pvalor13 = edgeR::binomTest(assay(PRJNA297664)[,1], assay(PRJNA297664)[,3])
```

```
pacman::p_load(ggplot2)
df = data.frame(pvalor13)
ggplot2::ggplot(df, aes(x=pvalor13)) + geom_density()
```



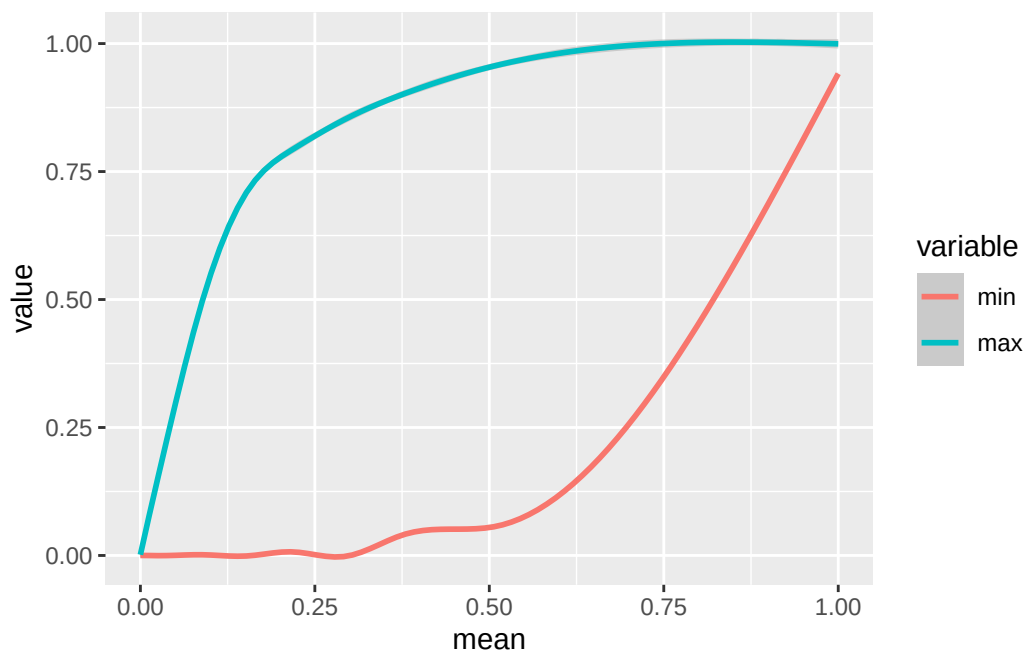
```
pares = rbind(c(1,3),c(1,5),c(1,6),c(2,3),c(2,5),c(2,6),c(4,3),
              c(4,5),c(4,6))
pvalores = apply(pares,1,
                 function(x) binomTest(assay(PRJNA297664)[,x[1]],
                                       assay(PRJNA297664)[,x[2]]))
```

```

y = apply(pvalores,1,function(x) c(mean(x),min(x),max(x)))
df = data.frame(t(y))
names(df) = c("mean","min","max")
df=df[sort(df[, "mean"],index.return=TRUE)$ix,]
df1 = reshape2::melt(df,id="mean")
pp = ggplot(df1,aes(x=mean,y=value,color=variable))
pp + geom_smooth()

```

`geom\_smooth()` using method = 'gam' and formula = 'y ~ s(x, bs = "cs")'



edgeR clásico

Introducción

- Para dos grupos.
- Es un test exacto.
- Propuesto en Robinson and Smyth (2008) y Robinson and Smyth (2007) (en este orden).

Estimación de una dispersión común

- Consideramos una característica (gen por ejemplo) en n muestras (o librerías) de tamaños distintos.
- m_i , tamaño de la i -ésima librería (total de lecturas).
- λ , la proporción que hay en una librería cualquiera de la característica en que estamos interesados.
- Si $Y \sim NB(\mu, \phi)$ entonces la función de probabilidad viene dada por

$$f(y|\mu, \phi) = P(Y = y|\mu, \phi) = \frac{\Gamma(y + \phi^{-1})}{\Gamma(\phi^{-1})\Gamma(y + 1)} \left(\frac{1}{1 + \mu\phi} \right)^{\phi^{-1}} \left(\frac{\mu}{\phi^{-1} + \mu} \right)^y.$$

- Se tiene:

$$- E(Y) = \mu,$$

$$- var(Y) = \mu + \phi\mu^2.$$

- **Asumimos:** $Y_i \sim NB(m_i\lambda, \phi)$.

Si las librerías tienen el mismo tamaño

- Si todas las librerías tienen el mismo tamaño: $m_i = m$ para $i = 1, \dots, n$ entonces

$$Z = \sum_{i=1}^n Y_i \sim NB(nm\lambda, \phi/n).$$

- La **logverosimilitud condicionada** al valor $Z = z$ no depende de λ y podemos estimar el valor de ϕ .
- Se estimaría ϕ maximizando la logverosimilitud condicionada (a la suma de todos los conteos del gen) dada por

$$\ell_{\mathbf{y}|z} = \left[\sum_{i=1}^n \log \Gamma(y_i + 1/\phi) \right] + \log \Gamma(n/\phi) - \log \Gamma(z + n/\phi) - n \log \Gamma(1/\phi),$$

donde $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)'$ son los conteos observados.

- En el caso en que los tamaños de las librerías son distintos la verosimilitud no tiene una expresión simple.

- Modificamos los y_i observados generando unos **pseudodatos** con el mismo tamaño de librería dado por

$$m^* = \left(\prod_{i=1}^n m_i \right)^{\frac{1}{n}}.$$

- ¿Y cómo transformamos los conteos y_i ?

qCML: Quantile-adjusted conditional maximum likelihood

1. Inicializamos ϕ (por ejemplo, con el estimador máximo verosímil condicionado sin realizar ningún ajuste).
2. Dado el valor estimado de ϕ , estimamos λ maximizando la verosimilitud para el valor dado de la dispersión.
3. Suponemos que cada conteo y_i es un valor observado de una distribución binomial negativa con media $m_i\lambda$ y parámetro de dispersión ϕ . Calculamos los percentiles

$$p_i = P(Y < y_i | m_i\lambda, \phi) + \frac{1}{2}P(Y = y_i | m_i\lambda, \phi),$$

para $i = 1, \dots, n$.

4. Suponemos ahora una distribución binomial negativa con media $m^*\lambda$ y dispersión ϕ .
 1. Determinamos qué valor sería el percentil de orden p_i en la nueva distribución. Ya no tiene porqué ser un dato entero e incluso puede ser negativo.
 2. Los pseudodatos para un mismo gen tienen aproximadamente la misma distribución.
5. Estimamos la dispersión ϕ con los pseudodatos utilizando la verosimilitud condicionada a la (pseudo) suma total de un gen.
6. Repetimos desde 2 hasta 5 hasta que converja ϕ .

Un test exacto para dos grupos

- y_{ijk} el conteo para la **muestra** k en la **condición** j del gen i donde $j = 1, 2$ y $k = 1, \dots, n_j$.
- Los tamaños de la librería k de la condición j será m_{jk} .
- Los tamaños de las librerías **no** son iguales dentro de cada clase.

- Aplicamos el procedimiento qCML dentro de cada clase.
- Tenemos un tamaño común m_j en la condición j .
- Estimamos ϕ maximizando

$$l(\phi) = \sum_{i=1}^N \ell_i(\phi).$$

con

$$\ell_i(\phi) = \sum_{j=1}^2 \left(\sum_{k=1}^{n_j} \log \Gamma(y_{ijk} + \phi^{-1}) + \log \Gamma(n_j \phi^{-1}) - \log \Gamma(z_{ij} + n_j \phi^{-1}) - n_j \log \Gamma(\phi^{-1}) \right).$$

siendo $z_{ij} = y_{ij\cdot} = \sum_{k=1}^{n_j} y_{ijk}$.

- El estimador de ϕ será $\hat{\phi}_C$.

Contraste de hipótesis

- Asumimos: $EY_{ijk} = m_{jk}\lambda_{ij}$.
- La hipótesis nula, **no hay diferencias entre las medias de los conteos en las dos condiciones para el i -ésimo gen** se formularía como

$H_i : \lambda_{i1} = \lambda_{i2}$, vs $K_i : \lambda_{i1} \neq \lambda_{i2}$.

- Bajo H_i , $\lambda_{i1} = \lambda_{i2} = \lambda_i$.

- Aplicamos **qCML** a **todas** las muestras: y_{ijk} son los pseudodatos.

- Utilizando el estimador $\hat{\phi}_C$ y los conteos y_{ijk} podemos estimar λ_i .

- Bajo la hipótesis nula de no diferencia entre grupos tendríamos que $Y_{ij\cdot} = \sum_{k=1}^{n_j} Y_{ijk} \sim NB(n_j m^* \hat{\lambda}_i, \hat{\phi}_C/n_j)$.

- $Y_{i1\cdot}$ e $Y_{i2\cdot}$ son independientes.
- La suma $Y_{i1\cdot} + Y_{i2\cdot}$ también tiene una distribución binomial negativa: $Y_{i1\cdot} + Y_{i2\cdot} = \sum_{i=1}^2 \sum_{k=1}^{n_j} Y_{ijk} \sim NB((n_1 + n_2)m^* \hat{\lambda}_i, \hat{\phi}_C/(n_1 + n_2))$
- Podemos considerar la distribución condicionada del vector aleatorio $(Y_{i1\cdot}, Y_{i2\cdot})$ a la suma $Y_{i1\cdot} + Y_{i2\cdot}$ y considerar las probabilidades de los conteos conjuntos que **son menos probables que el observado**.
- La suma de estas probabilidades nos daría el p-valor del test.

Dispersiones posiblemente distintas

- Una misma dispersión sobre una cantidad grande de genes no es muy razonable.
- Buena desde el punto de vista del modelo y su estimación pero nos aleja de los datos.
- Supongamos dispersiones posiblemente distintas para los distintos genes, ϕ_i .
- Proponen

$$WL(\phi_i) = \ell_i(\phi_i) + \alpha \ell(\phi_i)$$

siendo α el peso que se da a la verosimilitud global.

- Es una función que propone un compromiso entre considerar l como función a maximizar considerando la misma contribución a todos los genes y l_i en donde solamente consideramos los conteos del propio gen.
- En Robinson and Smyth (2008) proponen un método de estimación de α .

Un análisis con edgeR

DGEList

- Tenemos un `SummarizedExperiment`.
- Construimos un `DGEList`.

```
x = DGEList(counts = assay(PRJNA297664),  
            group = colData(PRJNA297664)[,"treatment"])
```

- La clase del nuevo objeto es

```
class(x)
```

```
[1] "DGEList"  
attr(,"package")  
[1] "edgeR"
```

Y sus atributos son

```
attributes(x)
```



```
$class
[1] "DGEList"
attr("package")
[1] "edgeR"

$names
[1] "counts" "samples"
```

La matriz de conteos

```
x$counts
```

Tenemos la componente `samples`.

```
class(x$samples)
```

```
[1] "data.frame"
```

Las primeras filas son

```
head(x$samples)
```

	group	lib.size	norm.factors
Sample1	Wild	4788536	1
Sample2	Wild	9387986	1
Sample3	SEC66 deletion	9599910	1
Sample4	Wild	8896028	1
Sample5	SEC66 deletion	9003755	1
Sample6	SEC66 deletion	9002105	1

Tenemos un factor.

```
x$samples[, "group"]
```

```
[1] Wild          Wild          SEC66 deletion Wild          SEC66 deletion
[6] SEC66 deletion
Levels: Wild SEC66 deletion
```

Los tamaños de las librerías son

```
x$samples[, "lib.size"]
```

```
[1] 4788536 9387986 9599910 8896028 9003755 9002105
```

Los factores de normalización son

```
x$samples[, "norm.factors"]
```

```
[1] 1 1 1 1 1 1
```

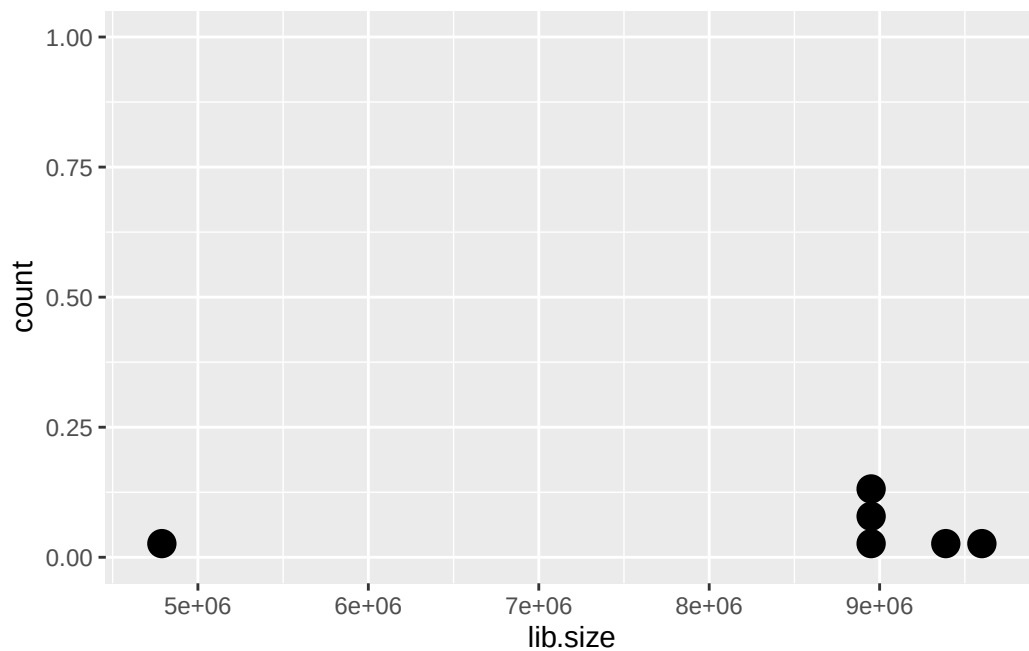
Veamos una descripción de los tamaños de las librerías.

```
summary(x$samples[, "lib.size"])
```

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
4788536	8922547	9002930	8446387	9291928	9599910

```
ggplot(x$samples, aes(x= lib.size)) + geom_dotplot()
```

Bin width defaults to 1/30 of the range of the data. Pick better value with ``binwidth``.



Eliminando genes con conteos bajos

Utilizamos los conteos por millón CPM en lugar de los conteos originales. Obligamos a que se recalculen los tamaños de las librerías.

```
keep = rowSums(cpm(x)>1) >= 2
x <- x[keep, , keep.lib.sizes=FALSE]
```

```
dge = DGEList(counts=assay(PRJNA297664),
              group=colData(PRJNA297664)[,"treatment"])
dge.c = estimateCommonDisp(dge) ##Estimamos dispersión común
dge.c$common.dispersion
```

```
[1] 0.01170892
```

```
dge.t = estimateTagwiseDisp(dge.c) ##Dispersiones por gen
et.c = exactTest(dge.c)
et.t = exactTest(dge.t)
```

Y vemos los resultados.

```
topTags(et.c)
```

Comparison of groups: SEC66 deletion-Wild				
	logFC	logCPM	PValue	FDR
YBR171W	-10.150220	6.114922	2.128720e-258	1.516926e-254
YCR021C	-1.928779	8.463733	4.873506e-47	1.736430e-43
YBR054W	-1.878579	7.156683	3.518798e-43	8.358318e-40
YGL255W	-1.846348	7.518466	1.930760e-42	3.439650e-39
YNR034W-A	-2.176676	4.670571	1.175800e-40	1.675749e-37
YBR093C	-1.694281	8.563323	2.731791e-37	3.244457e-34
YFR053C	1.621598	6.384697	2.625927e-31	2.673194e-28
YER150W	-1.560027	5.479642	2.325258e-26	2.071224e-23
YDR171W	-1.383170	7.792428	2.142035e-25	1.696015e-22
YDR214W	1.362108	7.982939	1.024220e-24	7.298589e-22

```
topTags(et.t)
```

Comparison of groups: SEC66 deletion-Wild					
	logFC	logCPM	PValue	FDR	
YBR171W	-10.150503	6.114922	5.636513e-296	4.016579e-292	
YGL255W	-1.846051	7.518466	5.459134e-30	1.945090e-26	
YBR093C	-1.694086	8.563323	5.843701e-27	1.388074e-23	
YNR034W-A	-2.174452	4.670571	7.411466e-22	1.320353e-18	
YDR214W	1.362104	7.982939	2.334672e-20	3.327375e-17	
YLR109W	1.240894	9.510958	4.583075e-20	5.443166e-17	
YHR215W	-1.208860	9.533270	2.172522e-18	2.211627e-15	
YAR071W	-1.211709	9.219219	3.764430e-18	3.353166e-15	
YMR186W	1.109256	11.622933	9.483967e-18	7.509195e-15	
YKL161C	1.100257	5.723199	1.070358e-16	7.627369e-14	

edgeR utilizando modelo lineal generalizado

Modelo

- Y_{ij} el conteo aleatorio (número de lecturas alineadas) para el gen i en la muestra j .
- Denotamos por $m_j = \sum_{i=1}^N y_{.j}$ la profundidad de secuenciación o total de lecturas de la muestra j .
- Utilizamos como función de enlace el logaritmo natural.
- Consideramos la profundidad de secuenciación como offset (un modelo de tasas sobre la profundidad de secuenciación).
- El modelo para la media es

$$\ln \mu_{ij} = \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}_i + \ln m_j.$$

- En el modelo las variables predictoras son comunes a todos los genes.
- Asumimos que la componente aleatoria sigue una distribución binomial negativa (con el parámetro de dispersión conocido).
- Entonces

$$\text{var}(Y_{ij}) = \mu_{ij} + \phi_i \mu_{ij}^2,$$

siendo ϕ_i el parámetro de dispersión que hemos de asumir conocido o, de otro modo, tenemos que estimarlo previamente.

- En McCarthy, Chen, and Smyth (2012) muestran cómo estimar por máxima verosimilitud el vector de coeficientes $\boldsymbol{\beta}_i$.
- Utilizan una modificación de los mínimos cuadrados iterativamente reponderados (IR-WLS).

- El parámetro de dispersión se estima maximizando la logverosimilitud penalizada definida como

$$APL_i(\phi_i) = \ell(\phi_i; \mathbf{y}_i, \hat{\phi}_i) - \frac{1}{2} \ln |\mathbb{I}_i|$$

siendo:

- $\mathbf{y}_i$ los conteos para el gen i ,
- $\hat{\phi}_i$ el vector de coeficientes,
- $\ell()$ es la función de logverosimilitud
- $|\mathbb{I}_i|$ el determinante de la matriz de información de Fisher para el i -ésimo gen.

TCGA-COAD

```
pacman::p_load(edgeR, SummarizedExperiment)
load(paste0(dirTamiData, "tcga_coad.rda"))
```

- Nos centramos en las variables fenotípicas `age_at_diagnosis` y `tissue_or_organ_of_origin`.

```
colData(tcga_coad)
```

DataFrame with 328 rows and 30 columns

	shortLetterCode	definition	sample_type_id
	<factor>	<factor>	<factor>
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	TP Primary solid Tumor		01
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	TP Primary solid Tumor		01
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	TP Primary solid Tumor		01
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	NT Solid Tissue Normal		11
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	TP Primary solid Tumor		01
...	...	...	...
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	NT Solid Tissue Normal		11
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	NT Solid Tissue Normal		11
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	TP Primary solid Tumor		01
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	TP Primary solid Tumor		01
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	TP Primary solid Tumor		01
	sample_type	days_to_diagnosis	
	<factor>	<numeric>	
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	Primary Tumor	0	
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	Primary Tumor	0	
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	Primary Tumor	0	
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	Solid Tissue Normal	0	
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	Primary Tumor	0	

...	...	...
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	Solid Tissue Normal	0
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	Solid Tissue Normal	0
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	Primary Tumor	0
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	Primary Tumor	0
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	Primary Tumor	0
	tissue_or_organ_of_origin	age_at_diagnosis
	<factor>	<numeric>
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	Colon, NOS	21902
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	Sigmoid colon	28124
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	Transverse colon	27708
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	Cecum	29769
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	Colon, NOS	15151
...	...	...
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	Colon, NOS	23407
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	Colon, NOS	24927
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	Ascending colon	18506
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	Ascending colon	21399
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	Colon, NOS	23920
	primary_diagnosis	prior_malignancy
	<factor>	<factor>
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	Adenocarcinoma, NOS	no
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	Adenocarcinoma, NOS	no
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	Mucinous adenocarcinoma	no
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	Adenocarcinoma, NOS	no
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	Adenocarcinoma, NOS	no
...	...	...
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	Adenocarcinoma, NOS	no
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	Adenocarcinoma, NOS	yes
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	Adenocarcinoma, NOS	no
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	Adenocarcinoma, NOS	no
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	Adenocarcinoma, NOS	no
	year_of_diagnosis	prior_treatment
	<numeric>	<factor>
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	2010	No
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	2011	No
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	2000	No
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	2007	No
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	2011	No
...	...	...
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	2005	No
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	2005	No
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	2009	No

TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	2008	No
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	2010	No
	ajcc_pathologic_t	morphology
	<factor>	<factor>
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	T4a	8140/3
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	T3	8140/3
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	T3	8480/3
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	T3	8140/3
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	T4b	8140/3
...	...	...
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	T4	8140/3
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	T3	8140/3
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	T4	8140/3
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	T3	8140/3
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	T3	8140/3
	ajcc_pathologic_m	icd_10_code
	<factor>	<factor>
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	M1	C18.9
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	M0	C18.7
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	M0	C18.4
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	M0	C18.0
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	M0	C18.9
...	...	...
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	M0	C18.9
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	M1	C18.9
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	M1	C18.2
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	MX	C18.2
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	M0	C18.9
	site_of_resection_or_biopsy	
	<factor>	
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	Colon, NOS	
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	Sigmoid colon	
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	Transverse colon	
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	Cecum	
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	Colon, NOS	
...	...	
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	Colon, NOS	
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	Colon, NOS	
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	Ascending colon	
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	Ascending colon	
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	Colon, NOS	
	progression_or_recurrence	
	<factor>	

TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	not reported		
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	not reported		
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	not reported		
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	not reported		
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	not reported		
...	...		
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	not reported		
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	not reported		
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	not reported		
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	not reported		
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	not reported		
	race	gender	
	<factor>	<factor>	
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	white	female	
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	white	female	
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	white	male	
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	not reported	female	
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	white	female	
...	...	...	
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	not reported	male	
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	not reported	male	
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	not reported	male	
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	white	female	
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	black or african american	male	
	ethnicity	vital_status	age_at_index
	<factor>	<factor>	<numeric>
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	not hispanic or latino	Alive	59
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	not hispanic or latino	Alive	77
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	not hispanic or latino	Alive	75
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	not reported	Alive	81
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	not hispanic or latino	Dead	41
...	...	...	...
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	not reported	Alive	64
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	not reported	Alive	68
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	not reported	Dead	50
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	not hispanic or latino	Alive	58
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	not hispanic or latino	Alive	65
	days_to_birth	year_of_birth	
	<numeric>	<numeric>	
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	-21902	1951	
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	-28124	1934	
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	-27708	1925	
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	-29769	1926	

TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	-15151	1970		
...	...	...		
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	-23407	1941		
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	-24927	1937		
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	-18506	1959		
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	-21399	1950		
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	-23920	1945		
			primary_site	
			<factor>	
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	c("Colon", "Rectosigmoid junction")			
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	c("Colon", "Rectosigmoid junction")			
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	c("Colon", "Rectosigmoid junction")			
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	c("Colon", "Rectosigmoid junction")			
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	c("Colon", "Rectosigmoid junction")			
...	...			
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	c("Colon", "Rectosigmoid junction")			
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	c("Colon", "Rectosigmoid junction")			
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	c("Colon", "Rectosigmoid junction")			
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	c("Colon", "Rectosigmoid junction")			
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	c("Colon", "Rectosigmoid junction")			
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	c("Epithelial Neoplasms, NOS", "Cystic, Mucinous and Serous Neoplasms, NOS")			
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	c("Epithelial Neoplasms, NOS", "Cystic, Mucinous and Serous Neoplasms, NOS")			
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	c("Epithelial Neoplasms, NOS", "Cystic, Mucinous and Serous Neoplasms, NOS")			
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	c("Epithelial Neoplasms, NOS", "Cystic, Mucinous and Serous Neoplasms, NOS")			
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	c("Epithelial Neoplasms, NOS", "Cystic, Mucinous and Serous Neoplasms, NOS")			
...	...			
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	c("Epithelial Neoplasms, NOS", "Cystic, Mucinous and Serous Neoplasms, NOS")			
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	c("Epithelial Neoplasms, NOS", "Cystic, Mucinous and Serous Neoplasms, NOS")			
TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	c("Epithelial Neoplasms, NOS", "Cystic, Mucinous and Serous Neoplasms, NOS")			
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	c("Epithelial Neoplasms, NOS", "Cystic, Mucinous and Serous Neoplasms, NOS")			
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	c("Epithelial Neoplasms, NOS", "Cystic, Mucinous and Serous Neoplasms, NOS")			
			name	releasable released
			<factor>	<factor> <factor>
TCGA-AM-5820-01A-01R-1653-07	Colon Adenocarcinoma	TRUE	TRUE	
TCGA-D5-6920-01A-11R-1928-07	Colon Adenocarcinoma	TRUE	TRUE	
TCGA-DM-A1HB-01A-21R-A180-07	Colon Adenocarcinoma	TRUE	TRUE	
TCGA-AA-3518-11A-01R-1672-07	Colon Adenocarcinoma	TRUE	TRUE	
TCGA-F4-6461-01A-11R-1774-07	Colon Adenocarcinoma	TRUE	TRUE	
...	...	...	...	
TCGA-AA-3511-11A-01R-1839-07	Colon Adenocarcinoma	TRUE	TRUE	
TCGA-AA-3713-11A-01R-1723-07	Colon Adenocarcinoma	TRUE	TRUE	

TCGA-AA-A02K-01A-03R-A32Y-07	Colon Adenocarcinoma	TRUE	TRUE
TCGA-CK-5913-01A-11R-1653-07	Colon Adenocarcinoma	TRUE	TRUE
TCGA-A6-5657-01A-01R-A32Z-07	Colon Adenocarcinoma	TRUE	TRUE

```
summary(colData(tcga_coad)[,"age_at_diagnosis"])
```

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	NA's
11391	20604	24896	24146	28204	32872	4

```
table(colData(tcga_coad)[,"tissue_or_organ_of_origin"])
```

Ascending colon	Cecum	Colon, NOS
72	70	59
Descending colon	Hepatic flexure of colon	Rectosigmoid junction
15	12	3
Sigmoid colon	Splenic flexure of colon	Transverse colon
76	6	13

- Hemos de eliminar aquellas muestras que tienen las variables predictoras con datos faltantes ya que las funciones que siguen no los admiten.

```
torm1 = which(is.na(colData(tcga_coad)$"age_at_diagnosis"))
torm2 = which(is.na(colData(tcga_coad)$ "tissue_or_organ_of_origin"))
toremove = union(torm1,torm2)
tcga_coad = tcga_coad[,-toremove]
```

- Construimos el objeto `DGEList` sin indicar ninguna variable `group` ni ninguna matriz de modelo y eliminamos genes con conteos bajos.

```
dge = DGEList(counts=assay(tcga_coad))
to_keep = rowSums(cpm(dge) > 0.5) > 20
dge = dge[to_keep,keep.lib.sizes=FALSE]
dim(dge)
```

```
[1] 16155 324
```

- Construimos la matriz de modelo con las dos variables predictoras, una de carácter categórico y la otra numérica.
- Cambiamos los nombres de las columnas de la matriz de modelo.

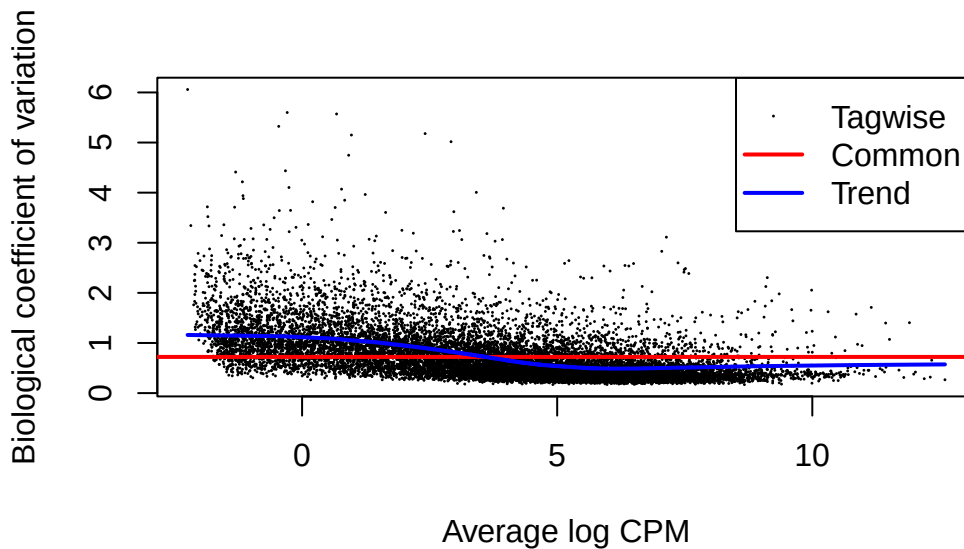
```
design0 = model.matrix(~ 0 +
  colData(tcga_coad)$"tissue_or_organ_of_origin"
  + colData(tcga_coad)$"age_at_diagnosis")
y = levels(colData(tcga_coad)$"tissue_or_organ_of_origin")
y = sapply(y,function(x) gsub(" ","_",x)) ## Eliminamos espacios
y = sapply(y,function(x) gsub(",","_",x)) ## Eliminamos las comas
colnames(design0) = c(y,"age_at_diagnosis")
```

- Estimamos las dispersiones por tres métodos distintos:
 - Asumiendo una dispersión común,
 - una por gen y
 - con una relación media-varianza.

```
dge = estimateDisp(dge,design=design0)
```

Si solo queremos una de las tres opciones podemos usar las funciones `estimateGLMCommonDisp()`, `estimateGLMTagwiseDisp()` y `estimateGLMTrendedDisp()`.

```
plotBCV(dge)
```



```
fit = glmFit(dge, design=design0)
```

- Veamos si influye la variable `age_at_diagnosis`.

- Si observamos la matriz de modelo `design0` corresponde con la columna 10 de la matriz de modelo.
- Se realiza un test del cociente de verosimilitudes.

```
lrt1 = glmLRT(fit,coef="age_at_diagnosis")
lrt1 = glmLRT(fit,coef=10) ## Equivalente a la línea anterior
topTags(lrt1)
```

```
Coefficient:  age_at_diagnosis
              logFC      logCPM      LR      PValue      FDR
UGT2B10 -0.0002335397  0.07018047  68.64932  1.176251e-16  1.753945e-12
KCNH3   -0.0001438677 -0.73269543  67.44089  2.170993e-16  1.753945e-12
CPS1    -0.0002306034  4.32352487  60.85641  6.139324e-15  3.306640e-11
SULT1E1 -0.0002374397  0.83203192  57.37333  3.604616e-14  1.456085e-10
GPR64   -0.0001654538  0.52261384  55.61329  8.822524e-14  2.851087e-10
UPK1A   -0.0002044708 -0.94768507  53.99073  2.014376e-13  5.424715e-10
KRT81   -0.0001417146 -0.31911518  50.55783  1.157049e-12  2.670799e-09
DLX5    -0.0001507914 -0.47209136  45.87384  1.261190e-11  2.547288e-08
EPHX3   -0.0001195753 -0.07584401  45.21348  1.766851e-11  2.897626e-08
CACNA1I -0.0001300370 -0.65221580  45.18437  1.793308e-11  2.897626e-08
```

- Podemos evaluar toda la variable `tissue_or_organ_of_origin`.

```
lrt2 = glmLRT(fit,coef=1:9)
topTags(lrt2)
```

```
Coefficient:  Ascending_colon Cecum Colon__NOS Descending_colon Hepatic_flexure_of_colon Rec
              logFC.Ascending_colon logFC.Cecum logFC.Colon__NOS
RBM44          -23.03403      -22.79346          -23.20739
LPAL2          -22.83425      -22.63042          -22.87998
C6orf52        -22.69677      -22.74012          -22.53655
SLC5A10        -22.59678      -22.67309          -22.35748
APOBEC3H       -22.53489      -22.57474          -22.19753
LINC00574      -22.53141      -22.30988          -21.93773
ATOX7          -22.50255      -22.51006          -22.89692
GRAPL          -22.47544      -21.90377          -21.80912
C6orf201       -22.45426      -22.61184          -22.56993
RPL23AP64      -22.43706      -22.48745          -22.71604
              logFC.Descending_colon logFC.Hepatic_flexure_of_colon
RBM44          -22.81666          -22.98087
LPAL2          -22.60164          -22.63563
```

C6orf52	-23.72080	-22.34341	
SLC5A10	-22.81269	-22.55916	
APOBEC3H	-22.89885	-22.24700	
LINC00574	-22.53327	-21.59098	
ATOH7	-22.36426	-21.88149	
GRAPL	-22.20629	-22.98721	
C6orf201	-22.39796	-22.18401	
RPL23AP64	-22.31727	-22.72084	
	logFC.Rectosigmoid_junction	logFC.Sigmoid_colon	
RBM44	-23.39152	-22.83901	
LPAL2	-23.04283	-22.15825	
C6orf52	-22.72652	-22.77770	
SLC5A10	-22.73793	-22.61990	
APOBEC3H	-23.32153	-22.97932	
LINC00574	-22.95598	-22.59596	
ATOH7	-22.15867	-21.84132	
GRAPL	-23.39572	-22.33813	
C6orf201	-23.12831	-22.58081	
RPL23AP64	-22.02019	-22.25008	
	logFC.Splenic_flexure_of_colon	logFC.Transverse_colon	logCPM
RBM44	-23.79191	-19.16905	-1.002324
LPAL2	-21.86348	-22.40498	-1.565987
C6orf52	-23.11693	-22.67335	-1.343997
SLC5A10	-22.40977	-22.32619	-1.460341
APOBEC3H	-23.29649	-22.81347	-1.370931
LINC00574	-22.88247	-22.21847	-1.774904
ATOH7	-23.02326	-22.96452	-1.657356
GRAPL	-22.30881	-21.52397	-1.620106
C6orf201	-22.25201	-21.85007	-1.707904
RPL23AP64	-22.98331	-21.64723	-1.707398
	LR	PValue	FDR
RBM44	3115.908	0	0
LPAL2	1931.307	0	0
C6orf52	1762.968	0	0
SLC5A10	4317.670	0	0
APOBEC3H	1790.031	0	0
LINC00574	1759.550	0	0
ATOH7	2369.495	0	0
GRAPL	1708.911	0	0
C6orf201	2875.556	0	0
RPL23AP64	2940.747	0	0

- Y elegir los contraste que queramos.

- Mostramos una comparación entre dos grupos.

```
AD = makeContrasts(contrast1 = Ascending_colon - Descending_colon,
                  levels=design0)
lrt3 = glmLRT(fit,contrast = AD)
topTags(lrt3)
```

```
Coefficient: 1*Ascending_colon -1*Descending_colon
              logFC      logCPM      LR      PValue      FDR
ACTL8  -3.626585  1.9449815 41.05906 1.476981e-10 1.765755e-06
DBH     -2.980882 -0.6717054 40.29327 2.185611e-10 1.765755e-06
IGFN1   -3.772058  0.1735114 38.82410 4.637663e-10 2.497845e-06
PCCA    -1.854167  6.0403726 37.84606 7.655289e-10 3.092354e-06
INHA    -3.544573 -1.2757898 34.69282 3.860522e-09 1.247566e-05
FLT3    -2.515272 -0.6541790 34.27551 4.783649e-09 1.288237e-05
MUM1L1  -2.947467 -0.5294079 29.86079 4.642074e-08 1.071523e-04
MYO3B   -2.250829 -1.0459367 28.57745 9.002435e-08 1.818267e-04
KRT14    8.581216  2.8419848 26.64655 2.442861e-07 4.385750e-04
PPP4R4  -2.363616 -1.4762586 24.69543 6.714311e-07 1.084898e-03
```

Bibliografía

- McCarthy, Davis J., Yunshun Chen, and Gordon K. Smyth. 2012. “Differential Expression Analysis of Multifactor RNA-Seq Experiments with Respect to Biological Variation.” *Nucleic Acids Research* 40 (10): 4288–97. <https://doi.org/10.1093/nar/gks042>.
- Robinson, Mark D., and Gordon K. Smyth. 2007. “Moderated Statistical Tests for Assessing Differences in Tag Abundance.” *Bioinformatics* 23 (21): 2881–87. <https://doi.org/10.1093/bioinformatics/btm453>.
- . 2008. “Small-Sample Estimation of Negative Binomial Dispersion, with Applications to SAGE Data.” *Biostatistics* 9 (2): 321–32. <https://doi.org/10.1093/biostatistics/kxm030>.