Profesor: Héctor Bahamonde, PhD.

e:hector.bahamonde@uoh.cl
w:www.hectorbahamonde.com

Curso: MLE.

TA: Gonzalo Barría.

I. Diagnósticos

Al igual que en el "mundo" OLS, existen formas para evaluar cuán bueno (o malo) es nuestro modelo. Qué tipo de diagnósticos existen en el "mundo" OLS?

Recuerda que en OLS, el residuo ϵ_i es la diferencia entre lo que predecimos y lo que observamos, o $\epsilon_i = y_i - x_{ij}\beta_j$ (donde y_i son los valores de la variable dependiente para observación i, x_{ij} son los j variables dependientes para cada una de las observaciones i, y β_j son los j parámetros estimados).

Si recuerdas bien, $E(\epsilon_i) = 0$ y homoesquedástico (varianza constante).

En MLE, es bastante similar, "pero ni tanto". En vez de un β_j que se multiplica por cada x_{ij} , hablamos de la probabilidad π_i de que observemos la realización del evento en el sujeto i. O más formalmente, $\pi_i = E(y_i|\mathbf{x}_i) = Pr(y_i = 1|\mathbf{x}_i)$. Nota que \mathbf{x}_i es una matriz (por qué?).

Debido a que y_i es una variable bimodal, la distribución de $Pr(y_i = 1|\mathbf{x}_i)$ es sigmoidal. En consecuencia, las desviaciones $y_i - \pi_i$ son heteroesquedásticos (no constantes). En general, en MLE trabajamos con los Residuos Pearson r_i :

$$r_i = \frac{y_i - \hat{\pi}_i}{\sqrt{\hat{\pi}_i (1 - \hat{\pi}_i)}} \tag{1}$$

donde $\sqrt{\hat{\pi}_i(1-\hat{\pi}_i)}$ es la varianza. Cuando r_i es grande, eso indica que existe un mal "fit", i.e. nuestra línea de regresión pasa lejos de las observaciones. Si te fijas, cada observación i tiene su contribución al error total del modelo: hay un r_i para cada observación i. Veamos ahora un "index plot" donde graficamos todos los r_i de manera ordenada (o "por índice": el primer r_1 , despues el segundo r_2 , etc.).

Carguemos los datos.

```
mydata <- read.csv("https://stats.idre.ucla.edu/stat/data/binary.csv")</pre>
head(mydata)
##
    admit gre gpa rank
## 1
       0 380 3.61
                    3
## 2
      1 660 3.67
                    3
## 3 1 800 4.00
## 4
      1 640 3.19
## 5
      0 520 2.93
                    4
## 6 1 760 3.00
                   2
summary(mydata)
##
       admit
                                                  rank
                      gre
                                    gpa
## Min. :0.0000 Min. :220.0 Min. :2.260 Min. :1.000
## 1st Qu.:0.0000 1st Qu.:520.0 1st Qu.:3.130 1st Qu.:2.000
## Median:0.0000 Median:580.0 Median:3.395 Median:2.000
## Mean :0.3175 Mean :587.7 Mean :3.390 Mean :2.485
## 3rd Qu.:1.0000 3rd Qu.:660.0 3rd Qu.:3.670 3rd Qu.:3.000
## Max. :1.0000 Max. :800.0 Max. :4.000 Max. :4.000
```

Ahora estimemos el modelo:

```
##
## Coefficients:
               Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept) -4.949378 1.075093 -4.604 0.00000415 ***
              0.002691 0.001057 2.544
## gre
                                              0.0109 *
## gpa
              0.754687
                        0.319586 2.361
                                              0.0182 *
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
      Null deviance: 499.98 on 399 degrees of freedom
##
## Residual deviance: 480.34 on 397 degrees of freedom
## AIC: 486.34
## Number of Fisher Scoring iterations: 4
```

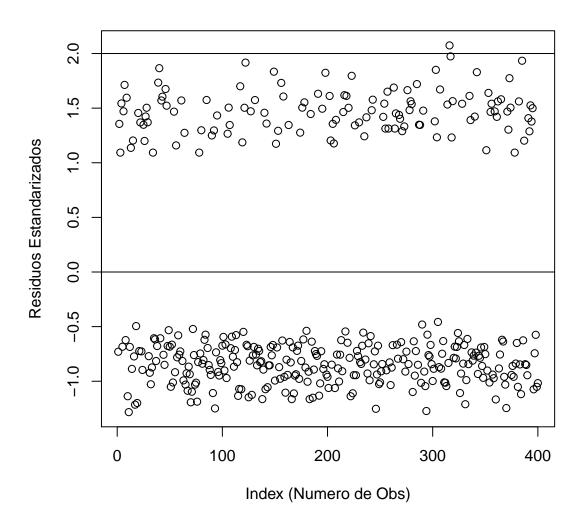
Y usando la función restandard calcularemos r_i

```
r = rstandard(logit.1)
head(r)
## 1 2 3 4 5 6
## -0.7300511 1.3559165 1.0930693 1.5430303 -0.6844243 1.4711335
```

Como ves, cada observación i tiene su propio error (distancia entre el parámetro y la observación). Hagamos el "index plot":

```
plot(1:nrow(mydata), # Numero de Obs
    r, # y
    ylab="Residuos Estandarizados",
    xlab="Index (Numero de Obs)")
abline(0, 0)
```

```
abline(2, 0)
abline(-2, 0)
```



```
knitr::purl('Diagnosticos.Rnw')

## [1] "Diagnosticos.R"

Stangle('Diagnosticos.Rnw')
```

Writing to file Diagnosticos.R