Regresión Logística Multinomial

Martin Blanco, Alicia Giménez

1 de noviembre de 2018

Resumen: el presente trabajo presenta un esbozo de las características del Modelo de Regresión Logística Multinomial la cual generaliza el Método de Regresión Logística para problemas multiclase, es decir con más de dos resultados posibles discretos, prediciendo las probabilidades de los diferentes resultados posibles de una distribución categórica como variables independientes. Además de la presentación de definiciones y conceptos generales, se presenta un ejemplo de aplicación de la técnica mediante el programa de procesamiento estadístico Rstudio, la redacción del material se realizó con Rmarkdowm y para el desarrollo se utilizarán los paquetes .

Introduccion al Modelo de Regresión Logística Multinomial

El modelo de regresión logística multinomial o también conocido como modelo con respuesta politómica, es una generalización del modelo de regresión logístico binomial (Mc Cullagh, 1989) en el que se desea estimar la probabilidad de que el individuo presente o no un evento específico, dado un conjunto de variables que explican características particulares de los individuos. En el caso del modelo multinomial, la variable endógena tiene más de dos alternativas a considerar como posibles respuestas, por lo cual la distribución de probabilidad adecuada para modelar este fenómeno es la distribución multinomial.

Se debe tener en cuenta que la regresión logística multinomial difiere de la regresión logística condicional y ordinal, pues en la regresión condicional las variables explicativas hacen referencia a atributos de las alternativas, variando sus valores para cada una de ellas, mientras que pueden o no variar para cada individuo, además solo se estima un vector de parámetros, a diferencia de el caso multinomial en el que hay tantos vectores como categorías menos una. Por otra parte en la regresión ordinal, las estimaciones no se pueden realizar con los modelos mencionados anteriormente, ya que esta tiene como particularidad el uso de la información adicional suministrado por el orden de las categorías de la variable respuesta.

Ahora bien, la variable respuesta del modelo de regresión logística multinomial es una variable aleatoria con distribución multinomial, que se puede considerar como el número de éxitos en cada una de las g categorías que se presentan en n ensayos independientes, y su función de distribución viene dada por (Feller, 1967).

$$P(Y_1 = n_1, n_2, ..., Y_q = n_q; n_1, p_1, p_2, ..., p_q) =$$

$$P\binom{n}{n_1 n_2 \dots n_g} p^{n_1} p^{n_2} \dots p^{n_g}$$

donde $\sum_{j=1}^g n_j = n$ y $\sum_{j=1}^g p_j = 1$. En esencia, la regresión logística multinomial estima las probabilidades de esta distribución para cada individuo i, teniendo en cuenta un conjunto de variables explicativas (Mc Fadden, 1974).

Para realizar las estimaciones de los parámetros en el modelo logístico multinomial, se utiliza la función canónica de enlace de la distribución multinomial a la familia exponencial, la cual es llamada transformación logit:

$$EY_i = log(\frac{p_i j}{p_i g})$$

Donde ij es la probabilidad del individuo i pertenezca a la categoría j, ig p corresponde a la probabilidad del mismo individuo en la categoría g, la cual es definida como la categoría de referencia, de la variable con distribución multinomial Y.

Al realizar una revisión de la literatura sobre el enlace canónico multinomial, se encuentra poca información de los antecedentes teóricos de esta función, debido a que el modelo multinomial puede verse como una extensión del modelo de regresión logístico binomial, del cual muchos autores realizan el desarrollo formal y luego generalizan al caso politomico, mostrando directamente los resultados, como Hosmer y Lemeshow (2000), McCullagh y Nelder (1989), Jobson (1991), Silva (1995) entre otros. Dado esta situación este trabajo pretende mostrar formalmente el planteamiento del modelo de regresión logístico multinomial partiendo de dicha función, y las expresiones a través de las cuales se estiman las probabilidades de los individuos.

La Función Canónica de Enlace

Como se mencionó anteriormente para la estimación de los parámetros del modelo se utiliza el hecho de que la distribución multinomial pertenece a la familia exponencial, lo cual se puede demostrar de forma sencilla. Supóngase que ; Fy y, θ es una función de distribución dependiendo de un único parámetro θ . Se dice que pertenece a la familia exponencial si su función de densidad (o de masa, en el caso discreto) puede expresarse de la forma:

CORREGIR ESTA FORMULA

fy

$$y; \theta = expa(\theta)b(Y) + C(\theta) + d(y)$$

En el caso de distribuciones que dependen de k parámetros, por ejemplo $\theta = \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$, ..., k, la definición anterior se generaliza de la siguiente manera (Tusell, 2003):

formulasasasas.....

Sexo	Edad	No/Poco	Importante	Muy Importante	Total
Н	18-23	25	12	7	42
Η	24 - 40	9	21	15	45
Η	> 40	5	14	41	60
\mathbf{M}	18-23	40	17	8	65
\mathbf{M}	24 - 40	17	15	12	44
\mathbf{M}	> 40	8	15	18	41

	Sexo	Edad	Importancia	Observaciones
1	M	18-23	1	26.00
2	\mathbf{M}	18-23	2	12.00
3	${\bf M}$	18-23	3	7.00
4	${\bf M}$	24 - 40	1	9.00
5	${\bf M}$	24 - 40	2	21.00
6	${\bf M}$	24 - 40	3	15.00
7	${\bf M}$	> 40	1	5.00
8	${\bf M}$	> 40	2	14.00
9	${\bf M}$	> 40	3	41.00
10	Η	18-23	1	40.00
11	Η	18-23	2	17.00
12	Η	18-23	3	8.00
13	Η	24 - 40	1	17.00
14	Η	24 - 40	2	15.00
15	Η	24 - 40	3	12.00
16	Η	> 40	1	8.00
17	Η	> 40	2	15.00
_18	Н	>40	3	18.00

```
test1 <-glm(Importancia ~ Sexo + Edad, weights = Observaciones, family=binomial(link = logit), data=Nuev
##
## Call: glm(formula = Importancia ~ Sexo + Edad, family = binomial(link = logit),
       data = Nuevo, weights = Observaciones)
##
## Coefficients:
                                            Edad24-40
## (Intercept)
                      SexoM
                               Edad18-23
##
        1.6020
                     0.5723
                                 -2.2490
                                              -0.9893
##
## Degrees of Freedom: 17 Total (i.e. Null); 14 Residual
## Null Deviance:
                        388.5
## Residual Deviance: 328.6
                                AIC: 336.6
summary(test1)
##
## Call:
## glm(formula = Importancia ~ Sexo + Edad, family = binomial(link = logit),
       data = Nuevo, weights = Observaciones)
##
## Deviance Residuals:
     Min
               1Q Median
                               3Q
                                      Max
## -5.963 -5.028
                    2.700
                                    6.026
                            3.316
##
## Coefficients:
               Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
                            0.3267
                                     4.904 9.39e-07 ***
## (Intercept)
                1.6020
                                     2.114 0.03456 *
## SexoM
                0.5723
                            0.2708
                            0.3577 -6.287 3.23e-10 ***
## Edad18-23
                -2.2490
## Edad24-40
               -0.9893
                            0.3801 -2.603 0.00925 **
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##
       Null deviance: 388.47 on 17 degrees of freedom
## Residual deviance: 328.64 on 14 degrees of freedom
## AIC: 336.64
## Number of Fisher Scoring iterations: 5
coef(test1)
## (Intercept)
                     {\tt SexoM}
                             Edad18-23
                                         Edad24-40
     1.6020444
                 0.5723414 -2.2489967 -0.9893373
fitted(test1)
                     2
                               3
                                         4
                                                   5
                                                              6
                                                                        7
## 0.4813559 0.4813559 0.4813559 0.7658543 0.7658543 0.7658543 0.8979256
           8
                     9
                              10
                                        11
                                                  12
                                                             13
## 0.8979256 0.8979256 0.3436767 0.3436767 0.3436767 0.6485581 0.6485581
##
          15
                    16
                              17
## 0.6485581 0.8323039 0.8323039 0.8323039
```

En la salida anterior, lo primero que vemos es la llamada, esta es R, que nos recuerda qu \tilde{A} \mathbb{O} modelo ejecutamos, qu \tilde{A} \mathbb{O} opciones especificamos, etc.

A continuaci \tilde{A}^3 n vemos los residuos de desviaci \tilde{A}^3 n, que son una medida del ajuste del modelo. Esta parte de la salida muestra la distribuci \tilde{A}^3 n de los residuos de desviaci \tilde{A}^3 n para los casos individuales utilizados en el modelo. A continuaci \tilde{A}^3 n, discutimos c \tilde{A}^3 mo usar los res \tilde{A}^0 menes de la estad \tilde{A}^3 stica de desviaci \tilde{A}^3 n para evaluar el ajuste del modelo.

La siguiente parte de la salida muestra los coeficientes, sus errores est \tilde{A} indar, la estad \tilde{A} ?stica z (a veces denominada estad \tilde{A} ?stica z de Wald) y los valores p asociados. Ambos Sexo y los dos niveles de edad son estad \tilde{A} ?sticamente significativos. Los coeficientes de regresi \tilde{A} 3n log \tilde{A} ?stica proporcionan el cambio en las probabilidades de registro del resultado para un aumento de una unidad en la variable predictiva.