Aplicaciones del modelo de regresión logística: cálculo de predicciones

Contents

- 1 Predicción de π_i
- 2 Intervalo de confianza para π_p 2
- 3 Ejemplos 2

1 Predicción de π_i

Sea el modelo de regresión logística

$$P(Y_i = y_i) = \pi_i^{y_i} (1 - \pi_i)^{1 - y_i}, \quad y_i = 0, 1, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

donde:

$$\pi_i = \frac{exp(x_i^T \beta)}{1 + exp(x_i^T \beta)}$$

$$x_{i} = \begin{bmatrix} 1 \\ x_{1i} \\ x_{2i} \\ \dots \\ x_{ki} \end{bmatrix}, \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_{0} \\ \beta_{1} \\ \beta_{2} \\ \dots \\ \beta_{k} \end{bmatrix}$$

Estamos interesados en el valor de la respuesta para los regresores $x_p^T = [1 \ x_{1p} \ x_{2p} \ \cdots \ x_{kp}]$. El valor predicho de π_i en x_p es:

$$\hat{\pi}_p = \frac{exp(x_p^T \hat{\beta})}{1 + exp(x_p^T \hat{\beta})}$$

donde $\hat{\beta}$ es el vector de parámetros estimados:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \dots \\ \hat{\beta}_k \end{bmatrix}$$

2 Intervalo de confianza para π_p

Se tiene que

$$\hat{\beta} \sim N(\beta, (X^T W X)^{-1})$$

Por tanto

$$x_n^T \hat{\beta} \sim N(x_n^T \beta, x_n^T (X^T W X)^{-1} x_p)$$

ya que

$$E[x_n^T \hat{\beta}] = x_n^T E[\hat{\beta}] = x_n^T \beta$$

у

$$Var[\boldsymbol{x}_p^T \boldsymbol{\hat{\beta}}] = \boldsymbol{x}_p^T Var[\boldsymbol{\hat{\beta}}] \boldsymbol{x}_p = \boldsymbol{x}_p^T (\boldsymbol{X}^T \boldsymbol{W} \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{x}_p$$

Por tanto, el intervalo de confianza para $x_n^T \beta$ es

$$x_{p}^{T}\hat{\beta} - z_{\alpha/2}\sqrt{x_{p}^{T}(X^{T}WX)^{-1}x_{p}} \leq x_{p}^{T}\beta \leq x_{p}^{T}\hat{\beta} + z_{\alpha/2}\sqrt{x_{p}^{T}(X^{T}WX)^{-1}x_{p}}$$

Si llamamos:

$$L_p = x_p^T \hat{\beta} - z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p^T \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{x_p^T (X^T W X)^{-1} x_p} U_p = x_p$$

se tiene que

$$\frac{exp(L_p)}{1 + exp(L_p)} \le \pi_p \le \frac{exp(U_p)}{1 + exp(U_p)}$$

donde se recuerda que

$$\pi_p = \frac{exp(x_p^T \beta)}{1 + exp(x_p^T \beta)}$$

3 Ejemplos

```
d = read.csv("datos/MichelinNY.csv")
```

Primero estimamos el modelo:

```
m1 = glm(InMichelin ~ Food + Decor + Service + Price, data = d, family = binomial)
summary(m1)
```

```
##
## Call:
## glm(formula = InMichelin ~ Food + Decor + Service + Price, family = binomial,
## data = d)
##
## Coefficients:
```

```
##
                Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
                             2.30896 -4.850 1.24e-06 ***
## (Intercept) -11.19745
## Food
                 0.40485
                             0.13146
                                      3.080 0.00207 **
                 0.09997
                             0.08919
                                       1.121 0.26235
## Decor
## Service
                -0.19242
                             0.12357
                                      -1.557 0.11942
                 0.09172
                                       2.889 0.00387 **
## Price
                             0.03175
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
##
  (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
       Null deviance: 225.79 on 163 degrees of freedom
##
## Residual deviance: 148.40 on 159 degrees of freedom
## AIC: 158.4
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 6
Queremos calcular la predicción en Food = 22, Decor = 25, Service = 24, Price = 75:
xp = c(1,22,25,24,75)
beta_e = coef(m1)
(pi_p = exp(t(xp) %*% beta_e)/(1 + exp(t(xp) %*% beta_e)))
##
             [,1]
## [1,] 0.9219606
Para calcular el intervalo de confianza:
source("funciones/logit_funciones.R")
H = logit_hess(coef(m1), model.matrix(m1))
xp = matrix(xp, ncol = 1)
(se = sqrt(-t(xp) %*% solve(H) %*% xp ))
             [,1]
## [1,] 0.6718705
alfa = 0.05
Lp = t(xp) \%*\% beta_e - qnorm(1-alfa/2)*se
Up = t(xp) %*% beta_e + qnorm(1-alfa/2)*se
# limite inferior intrevalo confianza
\exp(Lp)/(1+\exp(Lp))
             [,1]
## [1,] 0.7599576
# limite superior intrevalo confianza
\exp(Up)/(1+\exp(Up))
##
             [,1]
## [1,] 0.9778199
Con R, podemos predecir las probabilidades \hat{\pi}_p:
xp_df = data.frame(Food = 22, Decor = 25, Service = 24, Price = 75)
(pred = predict(m1, newdata = xp_df, type = "response"))
##
## 0.9219606
```

Para calcular el intervalo de confianza activamos la opción se.fit:

```
(pred = predict(m1, newdata = xp_df, type = "response", se.fit = T))
## $fit
##
            1
## 0.9219606
##
## $se.fit
##
## 0.04834054
##
## $residual.scale
## [1] 1
alfa = 0.05
# limite inferior intervalo confianza
pred$fit - qnorm(1-alfa/2)*pred$se.fit
##
            1
## 0.8272149
# limite superior intervalo confianza
pred$fit + qnorm(1-alfa/2)*pred$se.fit
##
## 1.016706
Sin embargo, estos valores no coinciden con los calculados anteriormente. Es más, obtenemos un valor
de probabilidad por encima de 1, lo que no es posible. Esto es debido a que las probabilidades no tienen
distribución normal, y en el cálculo de estos intervalos estamos asumiento que las probabilidades estimadas
tienen esa distribución.
Lo que hemos encontrado de manera teórica es que x_p^T \hat{\beta} tiene distribución normal. Ese término se conoce
como \mathit{link}. En R se puede predecir el \mathit{link} en lugar de probabilidades:
(pred = predict(m1, newdata = xp_df, type = "link", se.fit = T))
## $fit
##
## 2.469289
##
## $se.fit
## [1] 0.6718702
## $residual.scale
## [1] 1
Por tanto, el intervalo de confianza sería:
alfa = 0.05
```

1 ## 0.9778199

Hemos hecho la predicción de $\hat{\pi}_p$, probabilidades, pero queremos predecir si un Restaurante con Food = 22, Decor=19, Service=24, Price=55 va a estar en la Guía Michelín o no. Para eso, adoptamos el criterio:

- si $\hat{P}(Y_p=1)=\hat{\pi}_p>0.5$, entonces $Y_p=1$, o lo que es lo mismo, el restaurante está en la Guía Michelin. si $\hat{P}(Y_p=1)=\hat{\pi}_p<0.5$, entonces $Y_p=0$, luego el restaurante no está en la Guía Michelin.

En este caso, como $\hat{\pi}_p = 0.92$, la predicción es que ese restaurante va a estar incluido en la Guía Michelín. Además, el intervalo de confianza está muy por encima de 0.5, luego tenemos mucha confianza en esa decisión.