Practica 2

Gonzalo Cruz Gómez, Daniel Fernandez Magariños

2024-11-26

Ejercicio 1

Demostrar que la log-verosimilitud de p basada en n observaciones es:

$$x \sim \operatorname{Bin}(n, p)$$

$$L(x) = \binom{n}{x} p^r (1 - p)^{n - r}$$

$$\ell(p|r) = \log \binom{n}{r} + r \log(p) + (n - r) \log(1 - p)$$

$$= r \log \left(\frac{p}{1 - p}\right) + n \log(1 - p)$$

Ejercicio 2

$$\begin{split} \bar{I}(p) &= \mathbb{E}\left[\left(\frac{\partial^2}{\partial p^2} \log L(p)\right)\right] \\ \frac{\partial \ell}{\partial p} &= \frac{r}{p} + \frac{r-n}{1-p}, \quad \frac{\partial^2}{\partial p^2} = -\frac{r}{p^2} - \frac{n-r}{(1-p)^2}. \\ \mathbb{E}\left[-\frac{\partial^2}{\partial p^2}\right] &= \mathbb{E}\left[\frac{r}{p^2}\right] + \mathbb{E}\left[\frac{n-r}{(1-p)^2}\right] = \\ &= \frac{n}{p} - \frac{np}{(1-p)^2} + \frac{n}{(1-p)^2} = \frac{n(1-p)^2 - np^2 + np}{p(1-p)^2} = \\ \frac{n(1-2p+p^2) - np^2 + np}{p(1-p)^2} &= \frac{n-np}{p(1-p)^2} = \frac{n}{p(1-p)} \\ \bar{I}(p) &= \frac{n}{p(1-p)} \end{split}$$

Ejercicio 3

Ejercicio 4

```
#valores dummy
p0 <- 0.3
n <- 1000
r <- 400
calculate <- function(p0, n, r, parametrizacion){</pre>
  if(parametrizacion == 1){
    Z \leftarrow r - n*p0
    V \leftarrow n*p0*(1-p0)
  else if (parametrizacion == 2){
    Z \leftarrow (r-n*p0)/(p0*(1-p0))
    V \leftarrow n/(p0*(1-p0))
  else if (parametrizacion == 3) {
    Z \leftarrow (2 / sqrt(1 - p0)) * (r / sqrt(p0) - n * sqrt(p0))
    V <- 4*n
}
  return (list(Z=Z, V=V))
}
result1 <- calculate(p0, n, r, parametrizacion = 1)</pre>
result2 <- calculate(p0, n, r, parametrizacion = 2)</pre>
result3 <- calculate(p0, n, r, parametrizacion = 3)
cat("Resultados para parametrización 1:\n")
## Resultados para parametrización 1:
print (result1)
## $Z
## [1] 100
##
## $V
## [1] 210
cat("Resultados para parametrización 2:\n")
## Resultados para parametrización 2:
print (result2)
## $Z
## [1] 476.1905
##
## $V
## [1] 4761.905
cat("Resultados para parametrización 3:\n")
## Resultados para parametrización 3:
```

print (result3)

\$Z ## [1] 436.4358 ## ## \$V ## [1] 4000

Ejercicio 5

Ejercicio 6

$$\begin{split} V_1 &= n\,p_0\,(1-p_0) \\ V_2 &= \frac{n}{p_0(1-p_0)} \\ V_3 &= 4n \end{split}$$

$$V &= \frac{(z_\alpha + z_\beta)^2}{\theta_R} \end{split}$$

Primera parametrización:

$$n = \frac{(z_{\alpha} + z_{\beta})^2}{\theta_R^2.p_0(1-p_0)} = \frac{(z_{\alpha} + z_{\beta})^2}{\log\left(\frac{p(1-p_0)}{p_0(1-p)}\right)^2\,p_0\,(1-p_0)}$$

Segunda parametrización:

$$n = \frac{(z_{\alpha} + z_{\beta})^2 p_0 (1 - p_0)}{(p - p_0)^2}$$

Tercera parametrización:

$$n = \frac{(z_\alpha + z_\beta)^2}{4\theta^2} = \frac{(z_\alpha + z_\beta)^2}{4(\arcsin\sqrt{p} - \arcsin\sqrt{p}_\alpha)^2}$$

Ejercicio 7

```
# Parámetros enunciado
p0 <- 0.003
p <- 0.006
alpha <- 0.025
beta <- 0.20

# Percentiles z_alpha/2 y z_beta
z_alpha <- qnorm(1 - alpha/2)
z_beta <- qnorm(1 - beta)

# = log((p(1-p0)) / (p0(1-p)))
n1 <- (z_alpha + z_beta)^2 / (log((p * (1 - p0)) / (p0 * (1 - p)))^2 * p0 * (1 - p0))</pre>
```

```
# = p - p0
n2 \leftarrow (z_{alpha} + z_{beta})^2 * p0 * (1 - p0) / ((p-p0)^2)
\# = arcsin(sqrt(p)) - arcsin(sqrt(p0))
n3 \leftarrow (z_{alpha} + z_{beta})^2 / (4*(asin(sqrt(p))-asin(sqrt(p0)))^2)
# usamos ceiling(n) para redondear al siguiente entero
cat("Tamaño muestral para cada parametrización:\n")
## Tamaño muestral para cada parametrización:
cat(" = log((p(1-p0)) / (p0(1-p))): n =", ceiling(n1), "\n")
## = log((p(1-p0)) / (p0(1-p))): n = 6558
cat(" = p - p0: n =", ceiling(n2), "\n")
## = p - p0: n = 3159
cat(" = arcsin(sqrt(p)) - arcsin(sqrt(p0)): n =", ceiling(n3), "\n")
## = \arcsin(\operatorname{sqrt}(p)) - \arcsin(\operatorname{sqrt}(p0)): n = 4597
Ejercicio 8
p0 < -0.003
p < -0.006
n1 <- ceiling(n1) # log
n2 <- ceiling(n2) # diferencia</pre>
n3 <- ceiling(n3) # arcsin</pre>
n \leftarrow c(n1, n2, n3)
calcular_errores<- function(n, p0, p) {</pre>
  # error estándar de HO
  stderror_h0 <- sqrt(p0 * (1 - p0) / n)
  v_crit <- p0 + 1.96 * stderror_h0</pre>
  # error tipo 1
  error_1 <- pnorm(v_crit, mean = p0, sd = stderror_h0, lower.tail = FALSE)
  # error estándar de H1
  stderror_h1 \leftarrow sqrt(p * (1 - p) / n)
  # potencia
  potencia <- pnorm(v_crit, mean = p, sd = stderror_h1, lower.tail = FALSE)</pre>
  cat(sprintf("n = %d:\n", n))
  cat(sprintf("Valor crítico: %f\n", v crit))
  cat(sprintf("Error Tipo I (): %f\n", error_1))
  cat(sprintf("Potencia (1-): %f\n\n", potencia))
# calculamos para cada una de las parametrizaciones
for (size in n) {
```

```
calcular_errores(size, p0, p)
}
## n = 6558:
## Valor crítico: 0.004324
## Error Tipo I (): 0.024998
## Potencia (1-): 0.960612
##
## n = 3159:
## Valor crítico: 0.004907
## Error Tipo I (): 0.024998
## Potencia (1-): 0.786795
##
## n = 4597:
## Valor crítico: 0.004581
## Error Tipo I (): 0.024998
## Potencia (1-): 0.893585
```

Ejercicio 9

Ejercicio 10

Para comparar una proporción con el valor de referencia, una prueba adecuada sería la prueba del signo. Nuestras hipótesis para el contraste serían:

H0: el estadístico de la prueba es mayor que el valor crítico H1: el estadístico de la prueba es menor o igual que el valor crítico

El código en R para dicha prueba sería:

```
n <- 1000
p0 <- 0.3
p <- 0.4
r <- p*n

prueba <- binom.test(x = r, n = n, p = p0, alternative = "greater")

print(prueba)
##</pre>
```

```
##
##
   Exact binomial test
##
## data: r and n
## number of successes = 400, number of trials = 1000, p-value = 1.104e-11
## alternative hypothesis: true probability of success is greater than 0.3
## 95 percent confidence interval:
## 0.3742609 1.0000000
## sample estimates:
## probability of success
##
                      0.4
# Para comprobar si rechazamos o no HO (elegimos nivel de significancia del 5%):
if(prueba$p.value < 0.05){</pre>
  print("Rechazamos HO")
}else{
```

```
print("No existen evidencias significativas para rechazar HO")
}
```

[1] "Rechazamos HO"