

1. Enunciado

Aplica el lema de Neyman y Pearson para contrastar

$$H_0 \equiv X \hookrightarrow \mathcal{B}(p = 0,5) \quad H_1 \equiv X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda = 0,5)$$

a nivel $\alpha = 0,05$ a partir de una muestra aleatoria simple de tamaño n .

2. Resolución

Para una muestra $\vec{x} = (x_1, \dots, x_n)$ con $x_i \in \{0, 1, 2, \dots\}$,

$$\begin{aligned} L(\vec{x} | H_0) &= p^{\sum x_i} (1-p)^{n-\sum x_i} I(x_{(n)} \leq 1) \\ L(\vec{x} | H_1) &= e^{-n\lambda} \frac{\lambda^{\sum x_i}}{\prod x_i!} \end{aligned}$$

Bajo H_0 , $x_{(n)} > 1$ es un resultado imposible y, de observarlo, habría que rechazar H_0 .

La razón de verosimilitudes vale:

$$\frac{L(\vec{x} | H_1)}{L(\vec{x} | H_0)} = \begin{cases} \infty & x_{(n)} > 1 \\ \frac{e^{-n\lambda} \lambda^{\sum x_i} / \prod x_i!}{p^{\sum x_i} (1-p)^{n-\sum x_i}} & x_{(n)} \leq 1 \end{cases}$$

$$\text{R.C.} = \left\{ \vec{x} \mid \frac{L(\vec{x} | H_1)}{L(\vec{x} | H_0)} > k \right\} = \text{R.C.1} \cup \text{R.C.2}$$

donde

$$\text{R.C.1} = \{ \vec{x} \mid L(\vec{x} | H_0) = 0, L(\vec{x} | H_1) > 0 \} = \{ \vec{x} \mid x_{(n)} > 1 \}$$

$$\text{R.C.2} = \left\{ \vec{x} \mid \frac{L(\vec{x} | H_1)}{L(\vec{x} | H_0)} > k \cap x_{(n)} \leq 1 \right\} =$$

$$= \left\{ \vec{x} \mid \frac{e^{-n\lambda} \lambda^{\sum x_i} / \prod x_i!}{p^{\sum x_i} (1-p)^{n-\sum x_i}} > k \cap x_{(n)} \leq 1 \right\} =$$

$$= \left\langle \forall i, 0 \leq x_i \leq 1 \implies \prod x_i! = 1 \right\rangle =$$

$$= \left\{ \vec{x} \mid \frac{e^{-n\lambda} \lambda^{\sum x_i}}{p^{\sum x_i} (1-p)^{n-\sum x_i}} > k \cap x_{(n)} \leq 1 \right\} =$$

$$= \left\{ \vec{x} \mid -n\lambda + \sum x_i \ln \lambda - \sum x_i \ln p - \left(n - \sum x_i \right) \ln(1-p) > k' \cap x_{(n)} \leq 1 \right\} =$$

$$\begin{aligned}
&= \left\{ \vec{x} \mid \sum x_i [\ln \lambda - \ln p + \ln(1-p)] > k'' \cap x_{(n)} \leq 1 \right\} = \\
&= \left\{ \vec{x} \mid \tau \sum x_i > k'' \cap x_{(n)} \leq 1 \right\}
\end{aligned}$$

donde $\tau = \ln \lambda - \ln p + \ln(1-p)$, $k' = \ln k$ y $k'' = k' + n\lambda + n \ln(1-p)$.
 Dependiendo del signo de τ , la región crítica toma las siguientes formas:

- $\tau > 0$

$$\text{R.C.} = \left\{ \vec{x} \mid x_{(n)} > 1 \right\} \cup \left\{ \vec{x} \mid x_{(n)} > 1 \cap \sum x_i > \frac{k''}{\tau} = k''' \right\}$$

- $\tau < 0$

$$\text{R.C.} = \left\{ \vec{x} \mid x_{(n)} > 1 \right\} \cup \left\{ \vec{x} \mid x_{(n)} > 1 \cap \sum x_i < k''' \right\}$$

- $\tau = 0$ (por ejemplo, cuando $\lambda = 1$ y $p = 0,5$). En este caso la razón de verosimilitudes vale

$$\frac{L(\vec{x} \mid H_1)}{L(\vec{x} \mid H_0)} = \begin{cases} \infty & x_{(n)} > 1 \\ \frac{e^{-n\lambda}}{p^n} & x_{(n)} \leq 1 \end{cases}$$

luego en la expresión de la región crítica no aparece $\sum X_i$. Para un nivel de significación α , la función crítica del contraste toma la forma

$$\varphi_\alpha(\vec{x}) = \begin{cases} 1 & x_{(n)} > 1 \\ \alpha & x_{(n)} \leq 1 \end{cases}$$

Los únicos contrastes puros que se pueden usar en esta situación serían:

- Contraste de tamaño cero, φ_0 ,

$$\varphi_0(\vec{x}) = \begin{cases} 1 & x_{(n)} > 1 \\ 0 & x_{(n)} \leq 1 \end{cases}$$

que tiene probabilidad cero de cometer el error de tipo uno.

- Contraste de tamaño uno, φ_1 ,

$$\varphi_1(\vec{x}) = 1 \quad \forall \vec{x}$$

que rechaza siempre H_0 .

En el enunciado del ejercicio se tiene $\lambda = p = 0,5$, luego $\tau < 0$ y

$$\text{R.C.2} = \left\{ \bar{x} \mid \sum x_i > k''' \cap x_{(n)} \leq 1 \right\}$$

Por tanto,

$$\begin{aligned} \text{R.C.} &= \left\{ \bar{x} \mid x_{(n)} > 1 \cup \left(x_{(n)} \leq 1 \cap \sum x_i < k''' \right) \right\} \\ \Pr[\text{R.C.} \mid H_0] &= \Pr \left[X_{(n)} > 1 \cup \left(x_{(n)} \leq 1 \cap \sum x_i < k''' \right) \mid H_0 \right] = \\ &= \Pr[X_{(n)} > 1 \mid H_0] + \Pr \left[X_{(n)} \leq 1 \cap \sum X_i < k''' \mid H_0 \right] = \\ &= 0 + \Pr \left[\sum X_i < k''' \mid X_{(n)} \leq 1 \cap H_0 \right] \Pr [X_{(n)} \leq 1 \mid H_0] = \\ &= 0 + \Pr \left[\sum X_i < k''' \mid X_{(n)} \leq 1 \cap H_0 \right] \cdot 1 = \\ &= \Pr[\mathcal{B}(n, p) \leq k'''] \leq \alpha \end{aligned}$$

3. Ejemplos

3.1. $n = 3$

> $p = 1/2$

> $n = 3$

> `pbinom (0, n, p)`

[1] 0.125

es mayor que $\alpha = 0,05$, por lo que $\text{R.C.} = \text{R.C.1} = \{\bar{x} \mid x_{(n)} > 1\}$ y el contraste tendría tamaño $\Pr(\text{R.C.} \mid H_0) = 0$.

3.2. $n = 10$

> $n = 10$

> `pbinom (1, n, p)`

[1] 0.01074219

> `pbinom (2, n, p)`

[1] 0.0546875

y para $\alpha = 0,05$ se tiene $\text{R.C.} = \{\bar{x} \mid x_{(n)} > 1 \cup \sum x_i \leq 1\}$, con tamaño $\Pr(\text{R.C.} \mid H_0) = 0,0107421875$.

3.3. $n = 3$, con más detalle

Comprobaremos para $n = 3$ que el cociente de verosimilitudes $\frac{L(\bar{x}|H_1)}{L(\bar{x}|H_0)}$ es mayor cuando $\sum x_i$ es pequeño:

```
> p = 1/2 ; landa = 1/2
> for (x1 in 0:1) for (x2 in 0:1) for (x3 in 0:1)
+   cat (x1,x2,x3, "-> Suma", x1+x2+x3, "-> Razón vero",
+       prod(dpois(c(x1,x2,x3),landa)) /
+       prod(dbinom(c(x1,x2,x3),1,p)),
+       "\n")

0 0 0 -> Suma 0 -> Razón vero 1.785041
0 0 1 -> Suma 1 -> Razón vero 0.8925206
0 1 0 -> Suma 1 -> Razón vero 0.8925206
0 1 1 -> Suma 2 -> Razón vero 0.4462603
1 0 0 -> Suma 1 -> Razón vero 0.8925206
1 0 1 -> Suma 2 -> Razón vero 0.4462603
1 1 0 -> Suma 2 -> Razón vero 0.4462603
1 1 1 -> Suma 3 -> Razón vero 0.2231302
```

3.4. $p = 0,5$ y $\lambda = 1$

Se verifica que la distribución de $X_i|_{H_1 \cap X_i \leq 1}$ es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Pr[X_i = 1 \mid X_i \leq 1, H_1] &= \frac{\Pr[X_i = 1 \cap X_i \leq 1 \mid H_1]}{\Pr[X_i \leq 1 \mid H_1]} = \frac{\Pr[X_i = 1 \mid H_1]}{\Pr[X_i \leq 1 \mid H_1]} = \\ &= \frac{\Pr[\mathcal{P}(\lambda = 1) = 1]}{\Pr[\mathcal{P}(1) = 0] + \Pr[\mathcal{P}(1) = 1]} = \frac{e^{-1} \frac{1^1}{1!}}{e^{-1} \frac{1^0}{0!} + e^{-1} \frac{1^1}{1!}} = \frac{e^{-1}}{e^{-1} + e^{-1}} = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

es decir, se trata de una $\mathcal{B}(p = 0,5)$ idéntica a la de H_0 .