Estadística No Paramétrica

Joaquin Cavieres G.

Ingeniería en Estadística

Facultad de Ciencias, Universidad de Valparaíso



Generalmente cuando hacemos inferencia sobre los parámetros de una población, debemos identificar si los datos obserrvados se ajustan a alguna distribución de probabilidad conocida (por ejemplo, Normal, Gamma, Poisson, etc). Este procedimiento se le conoce como Bondad de ajuste y en el cual queremos contrastar:

$$H_0: F_X(x) = F_X^0(x)$$

 $H_1: F_X(x) \neq F_X^0(x)$

Donde F_X^0 puede ser una función que no esta completamente especificada y F_X es distribución de los datos observados.

En los test relacionados a la distribución Binomial analizamos variables aleatorias con sólo dos posibles resultados para la variable respuesta. Ahora, mediante el test X^2 , podemos extender esa idea a variablea aleatorias discretas cuyo rango consiste un número general de categorías.

En los test relacionados a la distribución Binomial analizamos variables aleatorias con sólo dos posibles resultados para la variable respuesta. Ahora, mediante el test X^2 , podemos extender esa idea a variablea aleatorias discretas cuyo rango consiste un número general de categorías.

Definición

El estadístico de la prueba X^2 es esencialmente la suma de las categorías de las diferencias al cuadrado y estandarizadas entre las frecuencias observadas y esperadas, donde las frecuencias esperadas se formulan bajo el supuesto de que la hipótesis nula (H_0) es verdadera.

En general, bajo H_0 , este estadístico de prueba tiene una distribución X^2 asintótica con grados de libertad iguales al número de categorías menos el número de parámetros para formar las frecuencias esperadas.

En general, bajo H_0 , este estadístico de prueba tiene una distribución X^2 asintótica con grados de libertad iguales al número de categorías menos el número de parámetros para formar las frecuencias esperadas.

Observación

Puede utilizarse la distribución nula exacta o la distribución asintótica para evaluar este test.

Ejemplo

Se tiene una muestra aleatoria $X_1,, X_n$ desde F_X . De lo anterior se plantea la siguiente hipótesis:

$$H_0: F_X(x) = F_X^0(x)$$

$$H_1: F_X(x) \neq F_X^0(x)$$

Desarrollo

Dividimos el rango de observaciones en k clases y construimos una tabla de contingencia en donde se cuenta el número de observaciones en casa clade k:

Clase 1	Clase 2	Clase 3	 Clase k
O_1	O_2	<i>O</i> ₃	 O_k

 F_X es la verdadera pero desconocida distribución y F_X^0 es una función completamente especificada conocida (si es así, entonces podemos ejecutar la prueba estadística)

Estadístico de prueba

Sea p_i la probabilidad de que una observación se encuentre en alguna clase i bajo H_0 , es decir, $F_X(x) = F_X^0(x)$. Por lo tanto, podemos definir a la esperanza matemática \mathbb{E}_i como el valor esperado en cada clase como:

$$\mathbb{E}_i = \mathbb{E}(O_i) = p_i n, \quad i = 1,, k$$

donde \mathbb{E}_i es la esperanza de las observaciones en la clase i bajo H_0 .

Ahora, considere:

$$T = \sum_{i=1}^{k} \frac{(O_i - \mathbb{E}_i)^2}{\mathbb{E}_i}$$

Entonces, bajo H_0 , se esperaría que T tenga valores pequeños ya que se espera que O_i sea muy cercano a \mathbb{E}_i .

Ahora, considere:

$$T = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - \mathbb{E}_i)^2}{\mathbb{E}_i}$$

Entonces, bajo H_0 , se esperaría que T tenga valores pequeños ya que se espera que O_i sea muy cercano a \mathbb{E}_i .

Observaciones

- En algunos libros se puede encontrar que \mathcal{T} (el cual hemos definido previamente) sea expresado como \mathcal{X}^2 .
- Las clases O_i pueden llamarse como las frecuencias observadas de las categorías de X.
- Las frecuencias observadas O_i estan restringias a $\sum_{i=1}^k O_i = n$, así que hay k-1 categorías libres.

El teorema de Pearson garantiza que bajo H_0 :

$$T \sim X_{(k-1)}^2$$

por lo tanto, rechazamos H_0 si T tiene un valor alto.

Ejemplo 1

Suponga que lanzamos un dado 350 veces (n=350) y observamos las siguientes frecuencias (55, 50, 60, 65, 66, 60). Nosotros estamos interesados en testear que los lanzamientos estan efectivamente equilibrados, entonces la hipótesis nula es $H_0: p=p_i=1/6$.

Ver codigo en R

```
Desarrollo en R
x = c(55, 50, 60, 65, 66, 60)
Tfit = chisq.test(x)
Tfit
round(Tfit$expected,digits=4)
round((Tfit$residuals)<sup>2</sup>,digits=4) (aka. residuales de Pearson)
```

```
Desarrollo en R
x = c(55, 50, 60, 65, 66, 60)
Tfit = chisq.test(x)
Tfit
round(Tfit$expected,digits=4)
round((Tfit$residuals)<sup>2</sup>,digits=4) (aka. residuales de Pearson)
```

Por lo tanto, no hay evidencia que respalde que el dado no este equilibrado!!

Ejemplo 2

Sólo se conoce la forma de la densidad de probabilidad y los parámetros deben ser estimados, entonces, los valores esperados son las estimaciones de \mathbb{E}_i basadas en densidad de probabilidad. La siguiente tabla muestra el número de varones en los primeros siete hijos de ministros suecos para un n=1334 (John Kloke, J and McKean, J.W., 2014 (Nonparametric Statistical Methods Using R)).

Num de varones	0	1	2	3	4	5	6	7
Num de ministros	6	57	207	362	365	256	69	13

Hipótesis nula: El número de hijos tiene una distribución Binomial con probabilidad de éxito p.

Desarrollo

El valor de p puede encontrarse mediante máxima verosimilitud como:

$$\hat{p} = \frac{\sum_{i=0}^{7} i * O_i}{7 * 1334} = 0.5140$$

y la esperanza es cálculada mediante:

$$\mathbb{E}_i = n \binom{7}{i} \hat{\rho}^i (1 - \hat{\rho})^{7-i}$$

Los valores de la densidad de probabilidad pueden ser calculadas en R junto al test X^2 .

Desarrollo en R

Ver codigo (Ejemplo 2)

Regla de decisión

Rechazar H_0 si:

$$T > X_{k-1}^{2(1-\alpha)}$$

Consideraciones importantes

- Si algunos \mathbb{E}_i tienen valores pequeños entonces la aproximación hacia X^2 no es buena.
- El número de clases k es arbitrario.
- Clases con \mathbb{E}_i pequeños deben combinarse con otras clases con el fin de que sólo 20% de las \mathbb{E}_i sean menores a 5 y ninguna menor a 1.

Distribución exacta de T

El estadístico de prueba T que vimos previamente sigue una distribución aproximada a X^2 , entonces, ¿cual es la distribución exacta?

La obtención explítica de la distribución de \mathcal{T} es complicada debido a los calculos que hay detrás, pero gracias a las simulaciones computacionales, podemos aproximarla adecuadamente junto a sus características propias.

Considere la siguiente situación:

 F_X^0 esta completamente especificado, las clases k estan definidas, por lo que se pueden determinar las p_i asociadas a cada una de ellas. Dado lo anterior es que el vector de frecuencias observadas $O_1,, O_k$ sigue una distribución multinomial de parámetros $(n, p_1,, p_k)$ con densidad:

$$\mathbb{P}(O_1 = o_1, O_2 = o_2,, O_k = o_k) = \frac{n!}{o_1! o_2!,, o_k!} p_1^{o_1},, p_k^{o_k}$$

Vamos a simular el vector $(O_1,, O_k)$ para obtener una gran cantidad de estadísticos T (simulados). Además vamos fijar un n grande de simulaciones para estimar los cuantiles de la distribución exacta de T.

Desarrollo en R

Ver codigo (Ejemplo 4)