# Técnicas de validación estadística Bondad de ajuste

### Georgina Flesia

FaMAF

17 de mayo, 2016

## Pruebas de bondad de ajuste

- Dado un conjunto de observaciones, ¿de qué distribución provienen o cuál es la distribución que mejor ajusta a los datos?
- Si se realiza una simulación de datos por computadora, ¿podemos asegurar que responden a la distribución deseada?
- Para responder a estas preguntas, existen técnicas de validación estadística.
- Técnica: Prueba de hipótesis:
  - H<sub>0</sub>) Hipótesis nula. Los datos provienen de la distribución *F*.
  - H<sub>1</sub>) Hipótesis alternativa. Los datos no provienen de la distribución F.

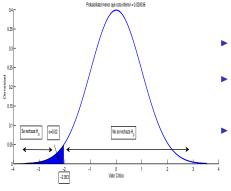
### Tests de hipótesis

- Test Prueba Contraste.Se utilizan para
  - contrastar el valor de un parámetro.
    - Ejemplo: la media de una población es 30. Intervalo de confianza.
  - comparar dos parámetros.
    - Ejemplo: la efectividad de el medicamento A es mejor que la de B.
  - contrastar los datos con una distribución teórica.
    - Ejemplo: los datos provienen de una distribución normal.
  - contrastar hipótesis de homogeneidad.
    - Ejemplo: el porcentaje de desempleados, ¿es igual en Bs. As.,
       Córdoba y Rosario? Tablas de contingencia
  - contrastar hipótesis de independencia.
    - Ejemplo: ser varón o mujer, ¿influye en la preferencia de un producto?

## Procedimiento en una prueba de hipótesis

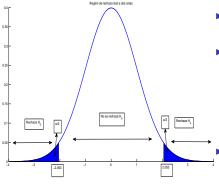
- Plantear
- *H*<sub>0</sub>) Hipótesis nula, con la que se contrastan los datos de la muestra.
- H<sub>1</sub>) Hipótesis alternativa.
- Fijar un estadístico de prueba T.
- Fijar el o los valores críticos para el estadístico de prueba, que delimitan la zona de rechazo. (valor α).
- Tomar la muestra y calcular el estadístico de prueba.
- ¿Los datos evidencian que la hipótesis nula es falsa?
  - Sí. Se rechaza la hipótesis nula.
  - No. No se rechaza la hipótesis nula.

## Test cola izquierda



- ▶ valor  $p = P(T < t_{obs}) < \alpha$ : se rechaza la hipótesis nula.
- Equivalentemente, si el valor observado es menor que el valor crítico, se rechaza H<sub>0</sub>.
- ► Si no, no hay evidencias para rechazar *H*<sub>0</sub>.

### Test dos colas



- ▶ valor  $p = P(|T| > t_{obs}) < \alpha$ : se rechaza la hipótesis nula.
- Equivalentemente, si el valor observado es menor que el valor crítico (de ser negativo) o mayor que el valor crítico (de ser positivo), se rechaza H<sub>0</sub>.
  - Si no, no hay evidencias para rechazar  $H_0$ .

### **Errores**

Dado que una prueba de hipótesis se trabaja con muestras, puede haber errores:

Errores	Rechazar H <sub>0</sub>	no Rechazar $H_0$
H <sub>0</sub> verdadera	E <sub>I</sub>	DC
$H_0$ falsa	DC	Ε <sub>II</sub>

 $E_I$ : error de tipo I.  $P(E_I) = \alpha$ .  $E_{II}$ : error de tipo II.  $P(E_{II}) = \beta$ .

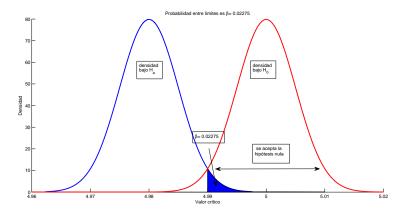
DC: Decisión correcta.

### **Probabilidades**

Probabilidades	Rechazar H <sub>0</sub>	no Rechazar H <sub>0</sub>
H <sub>0</sub> verdadera	$\alpha$	$1-\alpha$
$H_0$ falsa	$1-\beta$	eta

- α: es la probabilidad de equivocarse rechazando una hipótesis correcta. Es controlable.
- β: es la probabilidad de equivocarse no rechazando una hipótesis falsa. No se calcula fácilmente, y puede reducirse tomando muestras grandes.
- ▶  $1 \beta$ : potencia del test.
- Control sobre β:
  - aumentar α
  - aumentar el tamaño de la muestra.
- ▶ Un test deseable debe tener  $1 \beta > \alpha$ : la probabilidad de rechazar debería ser mayor cuando  $H_0$  es falsa.

# Error de tipo II



## Pruebas de bondad de ajuste

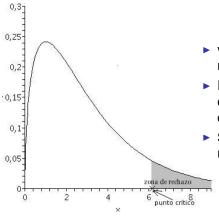
- Aplicación: contrastar los datos con una distribución.
- Test chi-cuadrado (ji-cuadrado):
  - Es aplicable a distribuciones continuas o discretas.
  - Compara las frecuencias observadas con las frecuencias esperadas.
- Test de Kolmogorov-Smirnov:
  - Es aplicable a distribuciones continuas.
  - Compara las distribuciones acumuladas observadas y esperadas.
- Aconsejable: Utilizar chi-cuadrado para discretas, y Kolmogorov Smirnov para continuas.

### Test chi-cuadrado

- No se utilizan los valores de las observaciones sino las frecuencias.
- Se compara la distribución de las frecuencias de los datos observados con las frecuencias según la distribución teórica supuesta.

$$T = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}.$$

### Test chi-cuadrado



- ▶ valor  $p = P(T > t_{obs}) < \alpha$ : se rechaza la hipótesis nula.
- Equivalentemente, si el valor observado es mayor que el valor crítico, se rechaza H<sub>0</sub>.
- ► Si no, no hay evidencias para rechazar *H*<sub>0</sub>.

## Implementación

- Se observan n valores de v.a. independientes igualmente distribuidas, Y<sub>1</sub>, Y<sub>2</sub>, ..., Y<sub>n</sub>: Por ejemplo, se generan n valores mediante simulación, o se tienen n observaciones.
- Llamamos Y a cualquiera de las Y<sub>i</sub>.
- Se agrupan los datos en k intervalos adyacentes que cubran el rango de la variable Y:

$$[y_0, y_1), [y_1, y_2), \ldots, [y_{k-1}, y_k).$$

Se puede elegir  $y_0 = -\infty$  o  $y_k = \infty$ .

▶  $N_j$ : cantidad de valores que cayeron en  $[y_{j-1}, y_j)$ . Es la frecuencia observada.

## Implementación

 $\triangleright$   $p_i$ : Si  $f_{H_0}$  o  $p_{H_0}$  son las densidades (discretas o continuas) a aiustar:

$$p_j = \int_{y_{j-1}}^{y_j} f_{H_0}(x) dx$$
 o  $p_j = \sum_{y_{j-1} \le x_i < y_j} p_{H_0}(x_i).$ 

- ▶  $np_i$ : es la frecuencia esperada.  $H_0$ ):  $N_i = np_i$ .

Estadístico:

$$T = \sum_{j=1}^k \frac{(N_j - np_j)^2}{np_j}.$$

Si t es el valor observado del estadístico, se calcula

valor 
$$p = P_{H_0}(T \ge t)$$

que permite decidir si la hipótesis nula se rechaza o no.

## Valor p

Si el nivel de significación del test es  $\alpha$ ,

- ▶ Valor  $p < \alpha \Rightarrow$  se rechaza la hipótesis nula.
- ▶ Valor  $p > \alpha \Rightarrow$  no se rechaza la hipótesis nula.
- Valor p próximo a α ⇒ se optimiza el cálculo del valor p: Simulación.

El valor *p* está relacionado con los valores críticos y el nivel de significación del test de la siguiente manera: Para valores de *n* grandes, el estadístico

$$T = \sum_{j=1}^{\kappa} \frac{(N_j - np_j)^2}{np_j}$$

tiene aproximadamente una distribución  $\chi^2$ .

### El valor p

- Si se conocen todos los parámetros de la distribución, el número de grados de libertad es k − 1.
- ► En algunos casos hace falta estimar parámetros ( $\lambda$  en una Poisson, p en una binomial, etc.).
- ▶ Si se estiman *m* parámetros, el número de grados de libertad es

$$(k-1) - m$$
.

▶ Para estimar el valor p, puede utilizarse

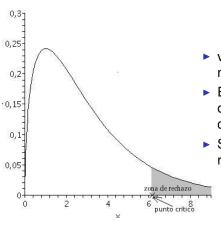
valor 
$$p = P_{H_0}(T \ge t) \approx P\left(\chi^2_{k-1-m} \ge t\right)$$

▶ Se toma como punto crítico  $\chi^2_{k-m-1,1-\alpha}$ :

$$P(\chi_{k-m-1}^2 \ge \chi_{k-m-1,1-\alpha}^2) = \alpha.$$

### Test chi-cuadrado

Si el valor observado cae en la "zona de rechazo", se rechaza la hipótesis nula.



- valor p < α: se rechaza la hipótesis nula.
- Equivalentemente, si el valor observado es mayor que el valor crítico, se rechaza H<sub>0</sub>.
- ► Si no, no hay evidencias para rechazar *H*<sub>0</sub>.

## Ejemplo: tiempos entre arribos

Se tiene el registro de n = 219 tiempos entre arribos, y se utiliza la prueba chi-cuadrado para ajustar a una distribución exponencial

$$F_{H_0}(x) = 1 - e^{-x/0.399}, \qquad x \ge 0.$$

- ▶ Se han construido k = 10 intervalos, con  $p_i = 0.1$ .
- ▶  $np_i = 21.9. (\geq 5).$ 
  - H<sub>0</sub>): Los datos provienen de una distribución exponencial con media 0.399.
  - *H*<sub>1</sub>): Los datos no provienen de una distribución exponencial con media 0.399.

# Ejemplo: tiempos entre arribos

j	Intervalo	N <sub>j</sub>	npj	$\frac{(N_j - np_j)^2}{np_j}$
1	[0, 0.042)	19	21.9	0.384
2	[0.42, 0.089)	28	21.9	1.699
3	[0.089, 0.142)	26	21.9	0.768
4	[0.142, 0.204)	12	21.9	4.475
5	[0.204, 0.277)	25	21.9	0.439
6	[0.277, 0.366)	14	21.9	2.850
7	[0.366, 0.480)	22	21.9	0.000
8	[0.480, 0.642)	29	21.9	2.302
9	[0.642, 0.919)	20	21.9	0.165
10	[0.919, ∞)	24	21.9	0.201
	- ,			T = 13.283

## Ejemplo: tiempos entre arribos

- ► H<sub>0</sub>: la distribución es exponencial con media 0.399.
- ▶ Dado que los parámetros son todos conocidos, se utiliza una  $\chi^2$  con 9 = 10 − 1 grados de libertad.
- $\chi^2_{9,\,0.90}=$  14.684 es mayor que 13.283, no se rechaza la hipótesis al nivel  $\alpha=0.10$ .
- ► Equivalentemente, valor  $p \approx P(\chi_9^2 > 13.283) \sim 0.2$

valor 
$$p > 0.10$$
 no se rechaza la hipótesis

- Al nivel α = 0.10, el test no da razones para concluir que la distribución no se ajuste a una exponencial con λ = 0.399.
- $\chi^2_{9, 0.75} = 11.389$  es menor que 13.283, se rechaza la hipótesis al nivel  $\alpha = 0.25$ .

## Ejemplo: cantidades de demanda

Se tienen registros de cantidades de demanda de un producto, y se quiere testear el ajuste de estos datos a una distribución geométrica con p = 0.346.

$$F_{H_0}(x) = P(X \le x) = 1 - (0.654)^x, \qquad x = 1, 2, \dots$$

- ▶ Se han construido k = 3 intervalos.
- Como la distribución es discreta, los intervalos son esencialmente subconjuntos de valores de la variable.
- En este caso se han elegido:

$$I_1=\{1\},\ I_1=\{2,3\},\ I_1=\{4,5,\dots\}.$$

 $H_0$ ): Los datos provienen de una distribución geométrica con p = 0.346.

## Ejemplo: cantidades de demanda

j	Intervalo	N <sub>j</sub>	npj	$\frac{(N_j - np_j)^2}{np_j}$
1	{1}	59	53.960	0.471 $1.203$ $0.256$ $T = 1.930$
2	{2,3}	50	58.382	
3	{4,5,}	47	43.658	

- Los parámetros de la distribución son conocidos.
- ▶ Se utiliza una  $\chi^2$  con 2 = 3 − 1 grados de libertad.
- $\chi^2_{2,0.90} = 4.605$ . No se rechaza la hipótesis nula a un nivel de  $\alpha = 0.10$ .
- ▶ Equivalentemente, valor  $p \approx P(\chi_2^2 > 1.930) \sim 0.6$
- valor p > 0.10, no se rechaza la hipótesis nula.

### Ejemplo

Una v.a. puede tomar los valores 1,2,3,4,5. Testear la hipótesis que estos valores son equiprobables.

$$H_0$$
)  $p_i = 0.2$ , para cada  $i = 1, ..., 5$ .

- ▶ Se toma una muestra de tamaño n = 50.
- ► Se obtienen los siguientes valores:

$$N_1=12, \quad N_2=5, \quad N_3=19, \quad N_4=7, \quad N_5=7.$$

▶  $np_i = 50 \cdot 0.2 = 10$  para cada i = 1, ..., 5.

## Ejemplo

Estadístico:

$$T = \frac{(12-10)^2 + (5-10)^2 + (19-10)^2 + (7-10)^2 + (7-10)^2}{10}$$
= 12.8

- valor  $p \approx P(\chi_4^2 > 12.8) = 0.0122$ .
- Para este valor de p, se rechaza la hipótesis que todos los valores son igualmente probables.

## Simulación del valor p

- Si el valor p es próximo a α significa que el valor observado t es próximo al valor crítico.
- ¿Se rechaza o no se rechaza?
- Es conveniente tener una estimación más exacta para p.
- Método: simulación.

#### Implementación en el caso discreto

- ►  $H_0$ :  $P(Y = y_j) = p_j$ , para todo j = 1, ..., k.
- Generar n v.a. independientes con probabilidad de masa p<sub>i</sub>, 1 ≤ i ≤ k.
- Evaluar el estadístico T.
- Repetir el procedimiento r veces y calcular la proporción de valores mayores que t.

### Implementación

Generar  $Y_1^{(1)}, Y_2^{(1)}, \dots, Y_n^{(1)}$  independientes, que tomen los valores  $1, 2, \dots, k$  con probabilidad de masa

$$P\left(Y_i^{(1)}=j\right)=p_j.$$

- $N_i^{(1)} = \#\{i \mid Y_i^{(1)} = j\}.$
- Evaluar el estadístico T para este conjunto de valores:

$$T^{(1)} = \sum_{i=1}^{k} \frac{(N_i^{(1)} - np_i)^2}{np_i}$$

► Repetir el procedimiento r veces, para obtener  $T^{(1)}$ .  $T^{(2)}$ .... $T^{(r)}$ .

valor 
$$p = P_{H_0}(T \ge t) \approx \frac{\#\{i \mid T_i \ge t\}}{r}$$

## Estimación del valor p en el caso continuo

#### Implementación en el caso continuo

- ▶  $H_0$ : Las v.a.  $Y_1, Y_2, ..., Y_n$  tienen distribución continua  $F_{H_0}$ .
- ▶ Particionar el rango de  $Y = Y_j$  en k intervalos distintos:

$$[y_0, y_1), [y_1, y_2), \ldots, [y_{k-1}, y_k),$$

► Considerar las n v.a. discretizadas  $Y_1^d, Y_2^d, \dots, Y_n^d$  dadas por

$$Y_j^d = i$$
 si  $Y_i \in [y_{j-1}, y_j)$ .

- La hipótesis nula es entonces  $H_0) P(Y_i^d = i) = F_{H_0}(y_i) F_{H_0}(y_{i-1}), \qquad i = 1, \dots, k.$
- Proceder ahora como en el caso discreto.
- Es aconsejable utilizar el test de Kolmogorov-Smirnov.