

PRUEBAS DE NORMALIDAD

MÉTODO DE KOLMOGOROV – SMIRNOV

Tal vez el método más recomendable para el caso en que $F(x)$ es una distribución continua es el método para una muestra de Kolmogorov-Smirnov o (K-S). Consiste en una prueba de hipótesis en el que la hipótesis nula afirma que los datos sí se ajustan a la distribución $F(x)$ y la hipótesis alterna establece que no se ajustan. El estadístico de prueba está dado por

$$D_c = \text{Max}\{|H_{i-1} - F_i|, |H_i - F_i|\}$$

este valor se compara con el valor crítico que se encuentra en una tabla. Se rechaza la hipótesis nula si D_c es mayor que el valor de tabla para el nivel de confianza y el tamaño de muestra que se estén considerando.

DURACIONES DE LAS BATERIAS DE UN AUTOMOVIL

| | | | | | | | |
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 2.2 | 4.1 | 3.5 | 4.5 | 3.2 | 3.7 | 3.0 | 2.6 |
| 3.4 | 1.6 | 3.1 | 3.3 | 3.8 | 3.1 | 4.7 | 3.7 |
| 2.5 | 4.3 | 3.4 | 3.6 | 2.9 | 3.3 | 3.9 | 3.1 |
| 3.3 | 3.1 | 3.7 | 4.4 | 3.2 | 4.1 | 1.9 | 3.4 |
| 4.7 | 3.8 | 3.2 | 2.6 | 3.9 | 3.0 | 4.2 | 3.5 |

Probar que los datos si se ajustan a una distribución normal con $\mu = 3.5$ y $\sigma = 0.7$

METODO DE KOLMOGOROV Y SMIRNOV (K-S)

| OBSERVACION | F.REL.ACM | F(X) | $ H_{i-1} - F_i $ | $ H_i - F_i $ |
|-------------|-----------|--------|-------------------|-----------------|
| 1.60000 | 0.025000 | 0.0033 | 0.0033 | 0.0217 |
| 1.90000 | 0.050000 | 0.0111 | 0.0139 | 0.0389 |
| 2.20000 | 0.075000 | 0.0317 | 0.0183 | 0.0433 |
| 2.50000 | 0.100000 | 0.0766 | 0.0016 | 0.0234 |
| 2.60000 | 0.150000 | 0.0993 | 0.0007 | 0.0507 |
| 2.90000 | 0.175000 | 0.1957 | 0.0457 | 0.0207 |
| 3.00000 | 0.225000 | 0.2375 | 0.0625 | 0.0125 |
| 3.10000 | 0.325000 | 0.2839 | 0.0589 | 0.0411 |
| 3.20000 | 0.400000 | 0.3341 | 0.0091 | 0.0659 |
| 3.30000 | 0.475000 | 0.3875 | 0.0125 | 0.0875 |
| 3.40000 | 0.550000 | 0.4432 | 0.0318 | 0.1068 * |
| 3.50000 | 0.600000 | 0.5000 | 0.0500 | 0.1000 |
| 3.60000 | 0.625000 | 0.5568 | 0.0432 | 0.0682 |
| 3.70000 | 0.700000 | 0.6125 | 0.0125 | 0.0875 |
| 3.80000 | 0.750000 | 0.6659 | 0.0341 | 0.0841 |
| 3.90000 | 0.800000 | 0.7161 | 0.0339 | 0.0839 |
| 4.10000 | 0.850000 | 0.8043 | 0.0043 | 0.0457 |
| 4.20000 | 0.875000 | 0.8414 | 0.0086 | 0.0336 |
| 4.30000 | 0.900000 | 0.8735 | 0.0015 | 0.0265 |
| 4.40000 | 0.925000 | 0.9007 | 0.0007 | 0.0243 |
| 4.50000 | 0.950000 | 0.9234 | 0.0016 | 0.0266 |
| 4.70000 | 1.000000 | 0.9568 | 0.0068 | 0.0432 |

$D_c = 0.1068$, Es el mayor valor de las dos últimas columnas.

$D_T = 0.2150$, Para un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ y $n=40$.

Como $D_c < D_T$, no se rechaza la hipótesis nula de que los datos se ajustan a una distribución normal con $\mu = 3.5$ y $\sigma = 0.7$

EL CONTRASTE DE SHAPIRO Y WILKS

Este contraste mide el ajuste de la muestra al dibujarla en papel probabilístico normal a una recta. Se rechaza la normalidad cuando el ajuste es malo, que corresponde a valores pequeños del estadístico. El estadístico es:

$$W = \frac{1}{ns^2} \left[\sum_{i=1}^{i=h} a_{j,n} (x_{n-j+1} - x_j) \right]^2$$

$$W = \frac{A^2}{ns^2}$$

Donde:

$$ns^2 = \sum_{i=1}^{i=n} (x_i - \bar{X})^2 \quad h = \frac{n}{2} \quad \text{Si } n \text{ es par. Si no, } h = \frac{n-1}{2}$$

Los coeficientes $a_{j,n}$ están tabulados (tabla 10), y x_j es el valor ordenado en la muestra que ocupa el lugar j . La distribución de w está tabulada (tabla 11) y se rechaza la normalidad cuando el valor calculado es menor que el valor crítico dado en las tablas.

EJEMPLO

Contrastar la hipótesis de que los datos siguientes provienen de una distribución normal: (20, 22, 24, 30, 31, 32, 38). Para aplicar el test calcularemos los valores

$a_{j,n}$ directamente en la tabla 10, entonces:

$$a_{17} = 0.6233$$

$$a_{27} = 0.3031$$

$$a_{37} = 0.1401$$

Por lo tanto, A será:

$$\begin{aligned} A &= a_{17}(x_7 - x_1) + a_{27}(x_6 - x_2) + a_{37}(x_5 - x_2) \\ &= 0.6233 \cdot (18) + 0.3031 \cdot (10) + 0.1401 \cdot (7) = 15.2311 \end{aligned}$$

Como:

$$s^2 = 34.9796, \quad ns^2 = 244.8571$$

$$A^2 = 231.9864$$

El estadístico resultante será:

$$\omega = \frac{231.9864}{244.8571} = 0.9474$$

El valor de ω para $n=7$ y un nivel de significación de 0.05 es, 0.803, menor que el obtenido, por lo que aceptamos la hipótesis de normalidad.

PRUEBA DE GEARY

| OBSERVACION | X_i | X_i^2 | $(X_i - \bar{X})$ | $ X_i - \bar{X} $ | $(X_i - \bar{X})^2$ |
|----------------------------|---------------|----------------|-------------------|-------------------|---------------------|
| 1 | -0,6653 | 0,4426 | -0,6653 | 0,6653 | 0,4426 |
| 2 | -2,5205 | 6,3529 | -2,5205 | 2,5205 | 6,3529 |
| 3 | -4,3756 | 19,1459 | -4,3756 | 4,3756 | 19,1459 |
| 4 | -0,0860 | 0,0074 | -0,0860 | 0,0860 | 0,0074 |
| 5 | -0,0136 | 0,0002 | -0,0136 | 0,0136 | 0,0002 |
| 6 | 5,1899 | 26,9351 | 5,1899 | 5,1899 | 26,9351 |
| 7 | -0,4480 | 0,2007 | -0,4480 | 0,4480 | 0,2007 |
| 8 | -2,7963 | 7,8193 | -2,7963 | 2,7963 | 7,8193 |
| 9 | 0,7830 | 0,6131 | 0,7830 | 0,7830 | 0,6131 |
| 10 | 0,6381 | 0,4072 | 0,6381 | 0,6381 | 0,4072 |
| 11 | 3,1313 | 9,8050 | 3,1313 | 3,1313 | 9,8050 |
| 12 | 0,4933 | 0,2433 | 0,4933 | 0,4933 | 0,2433 |
| 13 | 0,3485 | 0,1215 | 0,3485 | 0,3485 | 0,1215 |
| 14 | 2,5520 | 6,5127 | 2,5520 | 2,5520 | 6,5127 |
| 15 | -2,2308 | 4,9765 | -2,2308 | 2,2308 | 4,9765 |
| Σ | 0,0000 | 83,5833 | 0,0000 | 26,2722 | 83,5833 |

$$\mu = \frac{\sqrt{\frac{\pi}{2}} \left(\frac{\sum_{i=1}^{i=15} |X_i - \bar{X}|}{n} \right)}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{i=15} (X_i - \bar{X})^2}{n}}} = \frac{(1.253314) \left(\frac{26.2722}{15} \right)}{\sqrt{\frac{83.5833}{15}}} = \frac{2.19568}{2.36056}$$

$$\mu = 0.9302$$

$$Z = \frac{\frac{\mu - 1}{\sqrt{15}}}{\frac{0.2661}{3.873}} = \frac{0.9302 - 1}{\frac{0.2661}{3.873}} = \frac{-0.0698}{0.0687} = -1.02$$

$$P = 2p(z = -1.02) = 2[1 - p(z = 1.02)] = 2[1 - F(Z = 1.02)]$$

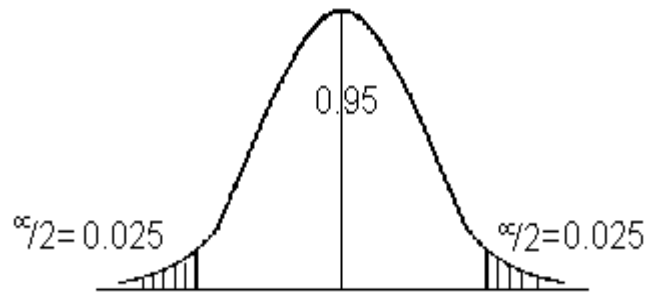
$$P = 2(1 - 0.8461) = 2(0.1539) = 0.3078$$

1. H_0 = Las observaciones se ajustan a una distribución normal
2. H_a = Las observaciones no se ajustan a una distribución normal
3. $\alpha = 0.05$
4. Estadístico de prueba:

$$\mu = \frac{\sqrt{\frac{\pi}{2}} \left(\frac{\sum_{i=1}^{i=15} |X_i - \bar{X}|}{n} \right)}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{i=15} (X_i - \bar{X})^2}{n}}}$$

5. Criterio de decisión: Si $P < \alpha$ se rechaza H_0

6. Gráfica:



7. *Decisión: como $P > \alpha$, no se rechaza H_0*

8. *Conclusión: Las observaciones se distribuyen en forma normal*

PRUEBA DE ANDERSON – DARLING

Esta prueba es aplicada para evaluar el ajuste a cualquier distribución de probabilidades. Se basa en la comparación de la distribución de probabilidades acumulada empírica (resultado de los datos) con la distribución de probabilidades acumulada teórica (definida por H_0).

Hipótesis:

H_0 : La variable sigue una distribución Normal $(\mu - \sigma^2)$

H_1 : La variable no sigue una distribución Normal $(\mu - \sigma^2)$

Estadístico de Prueba:

$$A^2 = -n - S$$

$$S = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (2i-1) \left[\ln F(Y_i) + \ln(1 - F(Y_{n+1-i})) \right]$$

Donde n es el número de observaciones, $F(Y)$ es la distribución de probabilidades acumulada normal con media y varianza especificadas a partir de la muestra y Y_i son los datos obtenidos en la muestra, ordenados de menor a mayor.

Regla de Decisión:

La hipótesis nula se rechaza con un nivel de significancia α si A^2 es mayor que el valor crítico A_T^2 . Aunque la prueba de Anderson – Darling puede ser aplicada a cualquier distribución, no se dispone de tablas para todos los casos. A continuación se presenta una tabla para la prueba a la distribución normal.

| | | | | |
|----------|-------|-------|-------|-------|
| α | 0.1 | 0.05 | 0.025 | 0.01 |
| A_T^2 | 0.631 | 0.752 | 0.873 | 1.035 |

Ejemplo:

Pruebe si los siguientes datos se distribuyen o no en forma normal

| | | | | |
|-------|-------|-------|-------|-------|
| 0.25 | 0.00 | 0.70 | -0.14 | -0.15 |
| 0.50 | 0.10 | 0.26 | 0.55 | -0.10 |
| -0.40 | -0.04 | -0.65 | 0.20 | |
| -0.64 | -0.05 | -0.40 | -0.10 | |
| 0.05 | -0.20 | -0.30 | 0.56 | |

H_0 : Los datos siguen una distribución Normal $(0, \sigma^2)$

H_1 : Los datos no siguen una distribución Normal $(0, \sigma^2)$

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^{22} x_i}{n} = 0$$

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{22} x_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{22} x_i\right)^2}{n}}{n-1}} = 0.3708$$

| (2i-1) | Yi | Yn+1-i | F(Yi) | F(Yn+1-i) | 1-F(Yn+1-i) | ln(F(Yi)) | ln(1-F(Yn+1-i)) | Si |
|--------------|-------|--------|--------|-----------|-------------|-----------|-----------------|----------------|
| 1 | -0.65 | 0.70 | 0.0398 | 0.9705 | 0.0295 | -3.224 | -3.522 | -0.307 |
| 3 | -0.64 | 0.56 | 0.0422 | 0.9345 | 0.0655 | -3.166 | -2.726 | -0.803 |
| 5 | -0.40 | 0.55 | 0.1403 | 0.9310 | 0.0690 | -1.964 | -2.674 | -1.054 |
| 7 | -0.40 | 0.50 | 0.1403 | 0.9112 | 0.0888 | -1.964 | -2.422 | -1.395 |
| 9 | -0.30 | 0.26 | 0.2092 | 0.7584 | 0.2416 | -1.564 | -1.420 | -1.221 |
| 11 | -0.20 | 0.25 | 0.2948 | 0.7499 | 0.2501 | -1.221 | -1.386 | -1.304 |
| 13 | -0.15 | 0.20 | 0.3429 | 0.7052 | 0.2948 | -1.070 | -1.221 | -1.354 |
| 15 | -0.14 | 0.10 | 0.3529 | 0.6063 | 0.3937 | -1.042 | -0.932 | -1.346 |
| 17 | -0.10 | 0.05 | 0.3937 | 0.5536 | 0.4464 | -0.932 | -0.807 | -1.344 |
| 19 | -0.10 | 0.00 | 0.3937 | 0.5000 | 0.5000 | -0.932 | -0.693 | -1.404 |
| 21 | -0.05 | -0.04 | 0.4464 | 0.4570 | 0.5430 | -0.807 | -0.611 | -1.353 |
| 23 | -0.04 | -0.05 | 0.4570 | 0.4464 | 0.5536 | -0.783 | -0.591 | -1.437 |
| 25 | 0.00 | -0.10 | 0.5000 | 0.3937 | 0.6063 | -0.693 | -0.500 | -1.356 |
| 27 | 0.05 | -0.10 | 0.5536 | 0.3937 | 0.6063 | -0.591 | -0.500 | -1.340 |
| 29 | 0.10 | -0.14 | 0.6063 | 0.3529 | 0.6471 | -0.500 | -0.435 | -1.233 |
| 31 | 0.20 | -0.15 | 0.7052 | 0.3429 | 0.6571 | -0.349 | -0.420 | -1.084 |
| 33 | 0.25 | -0.20 | 0.7499 | 0.2948 | 0.7052 | -0.288 | -0.349 | -0.956 |
| 35 | 0.26 | -0.30 | 0.7584 | 0.2092 | 0.7908 | -0.277 | -0.235 | -0.813 |
| 37 | 0.50 | -0.40 | 0.9112 | 0.1403 | 0.8597 | -0.093 | -0.151 | -0.411 |
| 39 | 0.55 | -0.40 | 0.9310 | 0.1403 | 0.8597 | -0.071 | -0.151 | -0.395 |
| 41 | 0.56 | -0.64 | 0.9345 | 0.0422 | 0.9578 | -0.068 | -0.043 | -0.207 |
| 43 | 0.70 | -0.65 | 0.9705 | 0.0398 | 0.9602 | -0.030 | -0.041 | -0.138 |
| TOTAL | | | | | | | | -22.253 |

$$A^2 = -22 + 22.253 = 0.2532$$

Este valor es menor inclusive al valor crítico correspondiente a $\alpha = 0.1$. Por lo tanto se acepta el supuesto de normalidad de los datos