

cuantil de una distribución $N(0,1)$ correspondiente a probabilidad $1-\alpha/2$:

$$\int_{-\infty}^{Z_{1-\alpha/2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = 1-\alpha/2.$$

aprox

$$1-\alpha \approx \mathbb{P}\left(\left|\frac{\hat{\psi}_q - \psi_q}{w/\sqrt{n-1}}\right| \leq Z_{1-\alpha/2}\right)$$

$$= \mathbb{P}\left(-Z_{1-\alpha/2} \leq \frac{\hat{\psi}_q - \psi_q}{w/\sqrt{n-1}} \leq Z_{1-\alpha/2}\right)$$

$$= \mathbb{P}\left(-Z_{1-\alpha/2} \leq \frac{\psi_q - \hat{\psi}_q}{w/\sqrt{n-1}} \leq Z_{1-\alpha/2}\right)$$

$$= \mathbb{P}\left(\hat{\psi}_q - w/\sqrt{n-1} \times Z_{1-\alpha/2} \leq \psi_q \leq \hat{\psi}_q + w/\sqrt{n-1} \times Z_{1-\alpha/2}\right).$$

Entonces, a nivel $(1-\alpha) \times 100\%$ de confianza

ψ_q debe estar en el intervalo

$$\left(\hat{\psi}_q - \frac{w}{\sqrt{n-1}} \times Z_{1-\alpha/2}, \hat{\psi}_q + \frac{w}{\sqrt{n-1}} \times Z_{1-\alpha/2}\right).$$

Para los datos de billetes del banco suizo,

$$\text{Sabemos que } \hat{\psi}_1 = \frac{l_1}{l_1 + l_2 + \dots + l_6} = 0.67.$$

Supóngase que quisieramos probar la hipótesis

$$(h) \dots \begin{cases} H_0: \psi_1 = 0.75 \\ \text{vs.} \\ H_1: \text{No } H_0 \end{cases}$$

Una forma de llevar a cabo la prueba de hipótesis es usando intervalos de confianza

$$\hat{\beta} = \frac{l_1^2}{l_1^2 + \dots + l_6^2} = \frac{(2.985)^2}{(2.985)^2 + (0.931)^2 + \dots + (0.035)^2}$$

$$= 0.902.$$

$$\begin{aligned} \lambda_1^2 + \lambda_2^2 + \dots + \lambda_6^2 &= \text{tr}(\Lambda^2) = \text{tr}(\Lambda^2 \Gamma' \Gamma) \\ &= \text{tr}(\Gamma \Lambda^2 \Gamma') \\ &= \text{tr}(\Gamma \Lambda \Gamma' \Gamma \Lambda \Gamma') = \text{tr}(\Sigma \Sigma) \\ &= \text{tr}(\Sigma^2) \end{aligned}$$

$$\text{Se puede estimar con } \text{tr}(\hat{\Sigma}^2) = \sum_{j=1}^6 l_j^2$$

$$= 9.883$$

$$\begin{aligned} \text{tr}(\Sigma) \text{ se puede estimar con } \text{tr}(\hat{\Sigma}) \\ &= \text{tr}(\mathbf{y} \mathbf{I} \mathbf{y}') = \text{tr}(\mathbf{I} \mathbf{y} \mathbf{y}') = \text{tr}(\mathbf{I}) \\ &= l_1 + \dots + l_6 = 4.472 \end{aligned}$$

De manera que w en la ecuación (u), página 63 se puede estimar por

$$\begin{aligned}\hat{w}^2 &= \frac{2 \operatorname{tr}(\hat{\Sigma}^2)}{[\operatorname{tr}(\hat{\Sigma})]^2} (\hat{\psi}_1^2 - 2 \hat{\psi}_1 \hat{\beta} + \hat{\beta}^2) \\ &= \frac{2(9.883)}{(4.472)^2} [(0.668)^2 - 2(0.668)(0.902) + 0.902] \\ &= 0.142.\end{aligned}$$

Entonces, a nivel $0.95 \times 100\%$. ($\alpha = 0.05$) de significancia un intervalo aproximado para ψ_1 es (véase página 64)

$$\begin{aligned}&\left(0.668 - \sqrt{\frac{0.142}{199}} \times 1.96, 0.668 + \sqrt{\frac{0.142}{199}} \times 1.96 \right) \\ &= (0.615, 0.720),\end{aligned}$$

el cual no contiene el valor de 0.75 , por tanto rechazamos H_0 en (h).

ANÁLISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES NORMALIZADO

Como se mencionó antes, las componentes principales son sensibles a cambios de escala en las variables, de esta forma al re-escalar alguna de las variables bajo estudio los resultados pueden cambiar.

Por otra parte, uno de los objetivos en el análisis de componentes principales es encontrar las direcciones en \mathbb{R}^p , para las cuales los datos presenten mayor variabilidad. Sin embargo si los datos originales presentan heterogeneidad con respecto a sus varianzas, por ejemplo si la escala de la variable X_i es en kilogramos y la escala de X_j este en dólares, entonces "la dirección en \mathbb{R}^p para la cual los datos presenten mayor variabilidad" podría originarse por la heterogeneidad en las escalas y no debido a la naturaleza de los datos.

Para evitar estos problemas se utiliza una estandarización de las variables en el vector \mathbf{x}_i , a saber