PUCV - Instituto de Estadística

Distribución gaussiana multivariada

Ejercicio 1: Sea $(X,Y)' \sim \mathcal{N}(0,\Sigma)$, con

$$\Sigma = \left(\begin{array}{cc} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{array}\right).$$

Nos vamos a especificar los valores que puede tomar ρ en las preguntas siguientes.

- 1- Mostrar que si $\rho = 1$, Σ no es definida positiva. Se recuerde que Σ es definita positiva si y solo si $x'\Sigma x > 0, \forall x \neq 0$.
- 2- Mostrar que en este caso tenemos Var(X-Y)=0. Deducir que X-Y=0 casi-seguro.
- Nota: cuando $\rho = 1$ estamos en una situación donde la correlación entre X y Y es perfecta. La información de X es repetida con Y. Podemos entonces resumir (X,Y)' en X por ejemplo. En regresión, si los regresores son X y Y, el modelo es, mal puesto (problema de colinealidad).
- 3- Mostrar que los valores propios de Σ son $\lambda_1 = 1 + \rho$ y $\lambda_2 = 1 \rho$.
- 4- Mostrar que los vectores propios de Σ son de la forma $V_1=(v,v)'$ y $V_2=(v,-v)',\ v\in\mathbb{R}$. ¿Los V_1 y V_2 son ortogonales?
- 5- Vamos a considerar V_1 y V_2 con norma 1. O sea

$$V_1 = \frac{1}{\sqrt{2}} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$$
 y $V_2 = \frac{1}{\sqrt{2}} \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \end{pmatrix}$.

Nota que dado que V_1 y V_2 son de norma 1 y ortogonales, forman una base ortonormal de \mathbb{R}^2 .

Sea la matriz $P=(V_1:V_2)$ (simetrica y ortogonal) de dimensiones 2×2 y $D=diag(1+\rho,1-\rho)$. Mostrar que: $P\Sigma P'=D$.

6- Sea U=P(X,Y)'. Especificar la distribución de U. ¿Puede ser que $\rho>1$?

- 7- ¿Los componentes de U son independientes?
- Nota: Hemos resumido la variabilidad de (X, Y)' según dos ejes ortonormales. Nos vamos a ver que esos ejes se llaman componentes principales en ACP (análisis por componentes principales).
- 8- Dado que P es ortogonal, mostrar que $\Sigma = P'DP$

Ejercicio 2: Sea la matriz

$$\Gamma = \left(\begin{array}{ccc} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 2 & 3 \\ 1 & 3 & a \end{array}\right),$$

y $X \sim \mathcal{N}(0,\Gamma)$. Nos vamos anotar X_1, X_2 y X_3 los componentes de X.

- 1- Mostrar que Γ es definida positiva si y solo si a > 5. Se recuerde que Γ es definita positiva si y solo si $x'\Gamma x > 0, \forall x \neq 0$.
- 2- Suponemos que a=5. Mostrar que $X_1-2X_2+X_3=0$ casi seguro. Recordamos por eso que si una variable aleatoria Z tiene una varianza cero, entonces Z es constante casi seguro.
- 3- Calcular el determinante de Γ cuando a=5. ¿La matriz Γ es invertible? ¿Cual tipo de problemas podemos tener en este caso?
- Nota: en regresión lineal se considera la matriz inversa de los regresores. Si tenemos colinealidad casi-perfecta, o sea que existe una combinación lineal de los regresores igual a un constante, entonces el modelo es mal puesto...

Ejercicio 3: Sean las variables aleatorias reales X_1, \ldots, X_n , iid de distribución normal esperanza 0 y varianza 1. Sean dos variables:

$$M_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$
 y $V_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - M_n)^2$.

Sea una matriz A cuadrada $n \times n$, ortogonal (o sea $AA' = A'A = I_n$), que tiene sus componentes de la primera fila todos iguales a $1/\sqrt{n}$. Sea el vector Y = AX, donde $X = (X_1, \dots, X_n)'$.

1- ¿Cual es la ley de Y?

- 2- Expresar M_n y V_n en funcción de los componentes de Y.
- 3- ¿Las variables M_n y V_n son independientes?
- 4- Dar la ley de M_n .

En las 3 próxima preguntas, el objetivo es determinar la ley de $n \times V_n$.

5- Mostrar que si $Z\sim\mathcal{N}(0,1)$, entonces $R=Z^2\sim\chi_1^2$. Recordamos que la densidad una variable que sigue la ley χ_1^2 es dada por

$$f(r) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} r^{-\frac{1}{2}} \exp(-\frac{1}{2}r) 1_{(0,+\infty)}(r).$$

En particular la ley χ_1^2 corresponde a la ley $\gamma(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$.

6- Mostrar que si $U \sim \gamma(\theta_1, \lambda)$ y $W \sim \gamma(\theta_2, \lambda)$, y que U y W son independientes, entonces $(U + W) \sim \gamma(\theta_1 + \theta_2, \lambda)$. Con razonamiento por recurrencia se puede generalizar a la suma de más de dos variables. Recordamos que la funcción caracteristica de una variable que sigue la ley $\gamma(\theta, \lambda)$ es dada por

$$\left(\frac{\lambda}{\lambda - it}\right)^{\theta}$$

7- Dado el resultado anterior, deducir la ley de $n \times V_n$.