

Demostraci6n:

El cuadrado de la M-divergencia $M_{n,\phi}(x,y)$ puede escribirse como

$$M_{n,\phi}^2(x,y) = 2 \cdot \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{2} \cdot (\phi(x_i) + \phi(y_i)) - (\phi(x_i) \cdot \phi(y_i))^{\frac{1}{2}} \right)$$

Por el lema anterior, de $\phi(x)$ log-convexa se deduce que

$$M_{n,\phi}^2(x,y) \leq 2 \cdot \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{2} \cdot (\phi(x_i) + \phi(y_i)) - \phi\left(\frac{x_i + y_i}{2}\right) \right)$$

Asi, cuando $\phi(x)$ es log-convexa,

$$M_{n,\phi}(x,y) \leq 2 \cdot J_{n,\phi}(x,y).$$

Reciprocamente, si $M_{n,\phi}^2(x,y) \leq 2 \cdot J_{n,\phi}(x,y)$ en $I^n \times I^n$, para todo z, t de I , tomando $x=(z, \dots, z)$ e $y=(t, \dots, t)$ se tendr6 la desigualdad

$$\begin{aligned} \frac{1}{2} \cdot M_{n,\phi}^2(x,y) &= \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{2} \cdot (\phi(z) + \phi(t)) - (\phi(z) \cdot \phi(t))^{\frac{1}{2}} \right) \leq \\ &\leq \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{2} \cdot (\phi(z) + \phi(t)) - \phi\left(\frac{z+t}{2}\right) \right) = J_{n,\phi}(x,y) \end{aligned}$$

de la que se deduce

$$-n \cdot (\phi(z) \cdot \phi(t))^{\frac{1}{2}} \leq -n \cdot \phi\left(\frac{z+t}{2}\right)$$

para todo z, t de I , resultando a partir del lema 1 que $\phi(x)$ es log-convexa en I .

Corolario 4.1

Si $\psi(x) = \phi(x)/x$ es c6ncava en I y $\phi(x)$ es log-convexa en I , entonces

$$K_{n,\phi}(x,y) \geq 4 \cdot J_{n,\phi}(x,y) \geq 2 \cdot M_{n,\phi}^2(x,y) \geq 0$$

Demostraci6n:

Por ser $\phi(x)$ positiva y log-convexa en I , $\phi''(x)$ debe ser positiva en I , resultando de /4/, de $\phi(x)$ convexa en I y de $\psi(x)$ c6ncava en I que

$$K_{n,\phi}(x,y) \geq 4 \cdot J_{n,\phi}(x,y)$$

y de considerar la proposici6n anterior, el corolario es inmediato.

5. SOBRE LA CONVEXIDAD DE LA M-DIVERGENCIA.

En esta 6ltima parte vamos a considerar cier

tas propiedades relativas a la convexidad de la M-divergencia, convexidad que tendr6 su inter6s en aspectos de inferencia estadística relacionados con el c6lculo de la estimaci6n m6ximo veros6mil.

Proposici6n 5.1

$M_{n,\phi}^2(x,y)$ es convexa en $I^n \times I^n$ si y s6lo si $M_{1,\phi}^2(x,y)$ es convexa en $I \times I$.

Demostraci6n:

Es evidente comprobar que $M_{n,\phi}^2(x,y) = \sum_{i=1}^n M_{1,\phi}^2(x_i, y_i)$

Asi, si $M_{1,\phi}^2(x,y)$ es convexa en $I \times I$, $M_{n,\phi}^2(x,y)$ ser6 convexa en $I^n \times I^n$ por ser la suma de convexas.

Reciprocamente, para todo z, t de I podemos tomar $x=(z, \dots, z)$, $y=(t, \dots, t)$, resultando

$$M_{n,\phi}^2(x,y) = n \cdot M_{1,\phi}^2(z,t)$$

y de la convexidad de $M_{n,\phi}^2(x,y)$ en $I^n \times I^n$ se deduce la convexidad de $M_{1,\phi}^2(z,t)$ en $I \times I$.

Proposici6n 5.2

$M_{n,\phi}^2(x,y)$ es convexa en t6rminos de $\bar{\phi}(x) = (\phi(x_1), \dots, \phi(x_n))$, es decir, $M_{n,\phi}^2(\lambda(\phi(x), \phi(y)) + (1-\lambda)(\phi(z), \phi(t))) \leq \lambda M_{n,\phi}^2(\phi(x), \phi(y)) + (1-\lambda) M_{n,\phi}^2(\phi(z), \phi(t))$

Demostraci6n : De la propiedad 4.1

$$\begin{aligned} M_{n,\phi}^2(x,y) &= L_{n,\psi}((\phi(x_1), \dots, \phi(x_n)), (\phi(y_1), \dots, \phi(y_n))) = \\ &= \sum_{i=1}^n \phi(y_i) \cdot f\left(\frac{\phi(x_i)}{\phi(y_i)}\right) \end{aligned}$$

con $f(t) = (1 - \sqrt{t})^2 = \psi^2(t)$

A partir de /4/ y de $f(t)$ convexa en R^+ se deduce que $L_{n,\psi}(\phi(x), \phi(y))$ es convexa en $R_+^n \times R_+^n$.

Corolario 5.1

El cuadrado de la distancia Matusita es convexo en $R_+^n \times R_+^n$

Demostración:

Ya que la distancia Matusita al cuadrado se obtiene con $\phi(x)=x$, $M_{n,\phi}^2(x,y)$ es convexa en x,y .

6. CONCLUSIONES.

En este trabajo se ha estudiado la relación entre la M-divergencia y la J-divergencia, resultando la relación con la K-divergencia una consecuencia inmediata del estudio de Burbea & Rao /4/.

Por otro lado se han estudiado ciertos aspectos de la convexidad de la M-divergencia, -- propiedad de gran interés en estudios de teoría de la información e inferencia estadística. En este sentido, la M-divergencia se ha obtenido como una L-divergencia entre elementos a los que se les ha aplicado una transformación.

7. BIBLIOGRAFIA.

- /1/ AGRESTI, A. y AGRESTI, B.F.: "Statistical analysis of qualitative variation". Social Methodology, 204-237 (1978).
- /2/ BHATTACHARYA, A.: "A measure of divergence between two multinomial populations" Sankhya 7, 401 (1946).
- /3/ BURBEA, J. y RAO, C.R.: "Entropy differential metric, distance and divergence measures in probability spaces: a unified approach". Journal of multivariate analysis, V.12, nº 4. (1982).
- /4/ BURBEA, J. y RAO, C.R.: "On the convexity of some divergence measures based on entropy functions". IEE transactions on information theory" V. 28, 3, 489-495 (1982) (1982).
- /5/ BURBEA, J. & RAO, C.R.: "Differential metrics in probability spaces". Prob. Math.Stat., 3, 241-258 (1984)
- /6/ BURBEA, J.: "Informative geometry of probability spaces. Technical Report, nº 84-52, Univers. Pittsburgh. (1984).
- /7/ CSISZAR, I.: "A class of measures of informativity of observation channels". Periodica Math. Hungarica, V.2, 191-213. (1972).
- /8/ DAROCZY, Z.: "Generalized information functions". Inform. and Contr., V. 16, 83-88 (1970).
- /9/ GOOD, I.J.: "Maximum entropy for hypothesis formulation, especially for multidimensional contingency tables". Anals Math. Statistics, 911-933. (1963).
- /10/ HAVRDA, M.E. y CHARVAT, F.: "Quantification method of classification processes: concept of structural α -entropy. Kybernetika, V.3, 30-35. (1967).
- /11/ JEFFREYS, H.: "Theory of probability." Oxford Univ. Press. London (1948).
- /12/ KULLBACK, S. y LEIBLER, R.A.: "On information and sufficiency". Ann. Mathe Statist., V.22, 79-86 (1951).
- /13/ MATTAI, A. y RATHIE, P.N.: "Basic concepts in information theory and statistics". John Wiley, New York. (1974).
- /14/ MATUSITA, K.: "Decision rules, based on the distance, for problems of fit, two samples, and estimation". Anals Math. Statistical, V.26, 631-640 (1955).
- /15/ MATUSITA, K.: "Decision rule based on the distance for the classification problem". Ann. Inst. Statis. Math., V.8, 66-77. (1957).
- /16/ MATUSITA, K.: "Distance and decision rules". Annals of the Ins. Statis. Math., V. 14, 305-315. (1964).
- /17/ MATUSITA, K.: "Classification based on distance in multivariate Gaussian cases". Proceed. of the fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and probability. (1966).
- /18/ NEI, M.: "The theory of genetic distance and evolution of human races". Japan, J.Human Genet. V. 23, 341-369. (1978).

- /19/ RAO, C.R.: "The utilization of multiple measurements in problems of biological classification". J. Roy Statist. Soc. V.10, 159-193 (1948).
- /20/ RENYI, A.: "On measures of entropy and information". Proceedings fourth Berkeley Symp., V.1, 547-561 (1961).
- /21/ SIMPSON, E.H.: "Measurement of diversity". Nature 163-688, (1949).
- /22/ SHAKED, M.: "Statistical inference for a class of life distributions". Com. Stat. Theo. Math., A6(13), 1323-1339. (1977).
- /23/ SHANNON, C.E.: "A mathematical theory of communications". Bell System. Tech. V. 27, 379-423, 623-656. (1948).
- /24/ WALD, A.: "Statistical Decision Functions". John Wiley, New York. (1950).

