

	Aprovações	Reprovações	Sub-totais
Liceus. . .	88,00	55,00	143
Ens. Téc. . .	32,00	20,00	52
Sub-totais.	120,00	75,00	195

Êstes números foram calculados de acôrdo com a hipótese anterior, isto é, na suposição de que a percentagem de aprovações é a mesma para os dois grupos de candidatos.

A variância de qualquer das entradas na tabela dada é aproximadamente igual ao recíproco da soma dos recíprocos dos valores esperados :

$$\frac{1}{V} = \frac{1}{88} + \frac{1}{55} + \frac{1}{32} + \frac{1}{20} = 0,1108$$

$$V = 9,003 \quad \text{Desvio padrão} = \sqrt{V} = 3,00$$

O desvio observado é  $92 - 88,00 = 4,00$  mas para julgar da sua significância é conveniente, por uma questão de rigor, aplicar a correção de Yates, o que dá para o referido desvio o valor final 3,50. A razão

entre este e o seu desvio padrão é, portanto  $\frac{3,50}{3,00} = 1,17$

Ora uma tabela de áreas da curva normal mostra que este desvio corresponde a um nível de significância de  $P = 24^0_0$ . Isto é, mesmo que os dois grupos de estudantes fôsem amostras casuais da mesma população seria de esperar, aproximadamente, uma vez em cada quatro, um desvio da proporcionalidade calculada, tão grande ou maior que o revelado pelos dados.

Não há portanto razão para suspeitar que as escolas técnicas sejam menos eficientes do que os liceus no ensino das matemáticas visto os dados não fornecerem evidência que justifique tal conclusão.

## ESTADÍSTICA MATEMÁTICA

### CONTRIBUCIÓN AL ESTUDIO DE LAS MÉDIAS DE UNA SERIE ESTADÍSTICA

por *O. Fernández Baños* (professor da Universidade de Madrid)  
e *Jimenez Montoya* (licenciado em Ciências)

Es sabido que según la definición corriente, se llama valor medio de una serie estadística cuantitativa a todo valor intermedio entre el menor y el mayor de ella, no siendo todos iguales; y, por consiguiente, es obvio que toda serie estadística cuantitativa de términos no todos iguales admite infinitas medias.

Muchas son las fórmulas ideadas para expresar valores medios de una serie estadística de números reales; y según la definición genérica dicha se presenta naturalmente el problema de hallar una expresión general que represente todas las medias posibles en función de un parámetro real, que sea de cálculo sencillo y que, a ser posible, contenga como casos particulares a las usadas habitualmente.

La cuestión queda resuelta mediante la llamada media general:

$$f(m) = \sqrt[m]{\frac{\sum_{i=1}^n X_i^m}{n}} = M_m \quad (1)$$

siendo  $m$  un número real,  $n$  un número entero y positivo y  $X_i$  números positivos reales; condicion esta última que no restringe el valor práctico de la fórmula porque basta un simple cambio de origen en la serie primitiva dada.

La fórmula (1) cumple las condiciones siguientes:

a) el límite de  $f(m)$  cuando  $m$  decrece indefinidamente es el más pequeño de la serie y cuando crece indefinidamente tiene como límite al mayor de la misma.

En efecto, ordenando los  $X_i$  en orden creciente, tendremos:

$$X_i = \alpha_i X_n; \alpha_i < 1 \quad i = 1, 2, \dots, n-1$$

$$X_i = \beta_i X_1; \beta_i > 1 \quad i = 2, 3, \dots, n$$

$$\log f(m) = \frac{1}{m} \log \left[ \frac{X_n^m \alpha_1^m + \alpha_2^m + \dots + \alpha_{n-1}^m + 1}{n} \right] =$$

$$= \log X_n + \frac{1}{m} \log \left[ \frac{\alpha_1^m + \alpha_2^m + \dots + \alpha_{n-1}^m + 1}{n} \right]$$

$$\log f(m) = \frac{1}{m} \log \left[ X_1^m \frac{1 + \beta_2^m + \beta_3^m + \dots + \beta_n^m}{n} \right] =$$

$$= \log X_1 + \frac{1}{m} \log \left[ \frac{1 + \beta_2^m + \beta_3^m + \dots + \beta_n^m}{n} \right]$$

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \log f(m) = \log X_n; \quad \lim_{m \rightarrow \infty} f(m) = X_n$$

$$\lim_{m \rightarrow -\infty} \log f(m) = \log X_1; \quad \lim_{m \rightarrow -\infty} f(m) = X_1$$

b) Dando valores enteros a  $m$  se obtienen las medias

mas usuales en Estadística. En efecto:

$$\begin{aligned} f(-1) &= \text{la media armónica} = M_{-1} \\ f(1) &= \text{'' '' aritmética} = M_1 \\ f(2) &= \text{'' '' cuadrática} = M_2 \\ f(3) &= \text{'' '' cúbica} = M_3 \end{aligned}$$

y el limite de  $f(m)$  cuando  $m \rightarrow 0$  es la media geométrica.

Como para  $m=0$  la funcion toma la forma no definida  $0^0 \sqrt{1}$  aplicaremos el procedimiento ordinario de hallar su limite y tendremos segun la regla de l'Hopital

$$\begin{aligned} \lim_{m \rightarrow 0} \log f(m) &= \lim_{m \rightarrow 0} \frac{1}{m} \log \left[ \frac{X_1^m + \dots + X_n^m}{n} \right] = \frac{0}{0} \\ \lim_{m \rightarrow 0} \log f(m) &= \lim_{m \rightarrow 0} \frac{X_1^m \log X_1 + \dots + X_n^m \log X_n}{X_1^m + \dots + X_n^m} = \\ &= \frac{\sum_1^n \log X_i}{n}, \end{aligned} \tag{2}$$

de donde:

$$\lim_{m \rightarrow 0} f(m) = \sqrt[n]{X_1 X_2 \dots X_n} = M_0 = \text{media geométrica.}$$

c) La  $f(m)$  además de ser continua en todo el campo real sin otra singularidad que la dicha del punto cero — lo cual es elemental en Matemáticas — es funcion creciente; y por consiguiente esta propiedad en unión de las dos anteriores permite afirmar que a cada valor de  $m$  finito corresponde un valor medio de la serie estadística dicha y reciprocamente a cada valor medio de esta un valor de  $m$ .

Para esto basta demostrar que la derivada de  $f(m)$  es positiva. En efecto:

$$\begin{aligned} y &= \log f(m) = \frac{1}{m} [\log (X_1^m + X_2^m + \dots + X_n^m) - \log n] \\ \frac{dy}{dm} &= \frac{1}{m^2} \left[ m \frac{X_1^m \log X_1 + \dots + X_n^m \log X_n}{X_1^m + X_2^m + \dots + X_n^m} - \right. \\ &\quad \left. - \log \frac{X_1^m + \dots + X_n^m}{n} \right] \end{aligned} \tag{4}$$

que es positiva, porque:

$$\begin{aligned} &\frac{m}{m} \frac{X_1^m \log X_1 + \dots + X_n^m \log X_n}{X_1^m + \dots + X_n^m} = \\ &= \frac{\log [(X_1^m)^{X_1^m} (X_2^m)^{X_2^m} \dots (X_n^m)^{X_n^m}]}{X_1^m + X_2^m + \dots + X_n^m} > \log \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^m \end{aligned}$$

o sea:

$$\frac{\log [(X_1^m)^{X_1^m} (X_2^m)^{X_2^m} \dots (X_n^m)^{X_n^m}]}{\log \left[ \frac{X_1^m + X_2^m + \dots + X_n^m}{n} \right]^{X_1^m + X_2^m + \dots + X_n^m}} > 1$$

o sea:

$$\frac{(X_1^m)^{X_1^m} (X_2^m)^{X_2^m} \dots (X_n^m)^{X_n^m}}{\left[ \sum_{i=1}^n \frac{X_i^m}{n} \right]^{X_1^m} \left[ \sum_{i=1}^n \frac{X_i^m}{n} \right]^{X_2^m} \dots \left[ \sum_{i=1}^n \frac{X_i^m}{n} \right]^{X_n^m}} > 1$$

lo cual reduce la cuestion a demostrar que la expresion  $a_1^{a_1} a_2^{a_2} \dots a_n^{a_n} = Z$  sometida a la condicion de que:  $a_1 + a_2 + \dots + a_n = \alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_n = \varphi$  toma su valor máximo cuando:  $a_i = \alpha_i$ ,  $i=1, 2, \dots, n$ . Para demostrarlo aplicamos el método de Lagrange a las primeras derivadas respecto a las  $a_i$  y tendremos:

$$\frac{d}{da_i} \log Z - \lambda \frac{d\varphi}{da_i} = \frac{a_i}{a_i} - \lambda = 0 \text{ para } i=1, 2, \dots, n; \text{ o sea:}$$

$$\frac{a_1}{a_1} = \frac{a_2}{a_2} = \dots = \frac{a_n}{a_n} = \lambda = \frac{a_1 + a_2 + \dots + a_n}{a_1 + a_2 + \dots + a_n} = 1.$$

Finalmente, para comprobar que a tales valores corresponde un máximo y no un mínimo de la funcion  $Z$  tomemos la forma cuadrática formada por las segundas derivadas y veremos que es negativa porque:

$$\begin{aligned} \frac{d^2}{da_i^2} \log Z &= -\frac{a_i}{a_i^2} \text{ para } i=1, 2, \dots, n \\ \frac{\partial^2}{\partial a_r \partial a_s} \log Z &= 0 \text{ para } r \neq s \end{aligned}$$

recordando que las  $\alpha_i$  y sus iguales las  $a_i$  son, por hipótesis, números mayores que cero en nuestro caso.

La curva representativa de la funcion  $y=f(m)$  tiene como asintotas las rectas paralelas al eje de de abscisas  $m$  a las distancias  $X_1$  y  $X_n$  entre las cuales se conserva y crece con un punto de inflexion correspondiente al valor de la media geométrica.

Es obvio que no dependiendo de  $m$  el valor de la mediana de la serie — la cual es convencional cuando el número de términos es par — no existe un valor fijo de  $m$  para el qual siempre corresponda en  $f(m)$  la mediana de la serie; aunque siempre se verifica que, dada la serie estadística de termos positivos no todos iguales hay un número real  $m$  para el cual  $f(m)$  toma el valor de la mediana por la forma dicha de la curva.

A las formas particulares de la funcion  $f(m)$  cuando  $m$  toma valores enteros corresponden propiedades características de cada una que las hacen útiles o perjudiciales para ciertos fines, tales como son, verbi gratia, la construccion de números índices.

La propiedad práctica mas importante de la  $f(m)$  — aparte la de tomar todos los valores entre el menor y el mayor de la serie — es que establece una ordenacion sencilla de magnitud entre todas las medias de la cual resulta que siempre es menor la media armó-

nica que la geométrica, ésta menor que la aritmética, ésta menor que la cuadrática, etc.

Es obvio que, conteniendo  $f(m)$  todos los valores medios de la serie si se hace alguna clasificación entre todas las medias utilizando alguna propiedad característica de la clasificación no es posible que tal propiedad pertenezca a  $f(m)$  en general. Así sucede, por ej. a la clasificación en erráticas y fijas (Furlan V. «Sur une formule generale de la moyenne», «Metron» marzo 1928) siendo estas las que cumplen la propiedad de que la media de la serie total no altere al substituir un número de terminos de la serie por su media parcial respectiva. Esta propiedad es evidentemente cumplida por la media aritmética y no por la mediana y al analizar la  $f(m)$  tendremos que si ha de cum-

plirse tal propiedad, se verificará:  $\left[ \frac{X_1^m + \dots + X_n^m}{n} \right]^{\frac{1}{m}} =$

$$= \left[ k \left( \frac{X_1^m + \dots + X_k^m}{k} \right)^{\frac{1}{m}} + X_{k+1}^m + \dots + X_n^m \right]^{\frac{1}{m}} \text{ siendo}$$

$k < n$  lo cual solo se verifica cuando  $m$  toma los valores 0 y 1 lo cual valora las medias geométrica e aritmética en orden al estudio de la variabilidad de las series estadísticas.

Para encontrar multitud de relaciones entre las diversas medias consideremos la funcion:

$$Q(m) = \frac{\sum_1^n X_i^m}{\sum_1^n X_i^{m-1}} = \frac{M_m^m}{M_{m-1}^{m-1}} \quad (6)$$

para  $m > 0$ , y

$$Q(-m) = \frac{\sum_1^n X_i^{-m}}{\sum_1^n X_i^{-(m-1)}} = \frac{M_{-m}^{-m}}{M_{-(m-1)}^{-(m-1)}} = \frac{M_{-(m+1)}^{-m}}{M_{-(m+1)}^{-(m+1)}} \quad (7)$$

para  $m < 0$

$Q(1) = f(1) = M_1$ ,  $Q(0) = f(-1) = M_{-1}$ ,  $f_{(m)}^m = M_m^m$  (8) tenemos que la funcion  $M_m^m$  es continua en todo el campo real con limites cero e infinito al variar  $m$  de menos a mas infinito cuando las  $X_i$  son mayores que la unidad o con los mismos limites invertidos cuando las  $X_i$  son menores que la unidad en el supuesto de ser todas positivas por lo cual no cumple la condicion básica de valor medio de una serie estadística excepto cuando  $m$  se conserva dentro del rango en que tal funcion toma valores entre el menor y el mayor de la serie.

De las anteriores relaciones resulta inmediatamente

$$M_m^m = Q(m) M_{m-1}^{m-1} = Q(m) Q(m-1) M_{m-2}^{m-2} \\ = Q(m) Q(m-1) \dots Q(2) M \text{ para } m \text{ positivo} \quad (9)$$

$$M_{-(m+1)}^{-(m+1)} = \frac{1}{Q(-m)} M_{-m}^{-m} = \frac{1}{Q(-m) Q(-m+1)} M_{-m+1}^{-m+1} \\ = \frac{1}{Q(-m) Q(-m+1) \dots Q(-1) M_{-1}}$$

o sea:

$$M_{-m}^{-m} = \frac{1}{Q(-m+1) Q(-m+2) \dots Q(-1) M_{-1}} \quad (10)$$

para  $m$  negativo.

Estas fórmulas permiten escribir un número indefinido de relaciones entre las diversas medias tales como:

$$M_2^2 = M_1 Q(2) \quad (11)$$

$$M_3^3 = M_1 Q(2) Q(3) \quad (12)$$

$$M_{-2}^2 = Q(-1) M_{-1} \quad (13)$$

que nos dicen, respectivamente, que la media cuadrática es media geométrica entre la aritmética y la antiarmonica; la media cúbica es media geométrica entre la aritmética, la antiarmonica y la  $Q(3)$  que no recibe nombre especial; la media  $f(-2)$  es media geométrica entre la armónica y la  $Q(-1)$ , etc., etc.

La forma sencilla de la funcion  $Q(m)$  permite compararlas fácilmente entre si, cuando  $m$  toma valores enteros consecutivos, para ver cuanto es una mayor que su consecutiva. En efecto:

$$\frac{Q(m)}{Q(m-1)} = \frac{\sum_1^n X_i^m \sum_1^n X_i^{m-2}}{\left[ \sum_1^n X_i^{m-1} \right]^2} = \\ = \frac{\sum_1^n X_i^{2(m-1)} + \sum_{h \neq k} S X_h^m X_k^{m-2}}{n^2 \left[ \frac{1}{n} \sum_1^n X_i^{m-1} \right]^2} = \\ = \frac{\left[ \sum_1^n X_i^{m-1} \right]^2 + \sum_{h \neq k} (X_h - X_k)^2 X_h^{m-2} X_k^{m-2}}{n^2 \left[ \frac{1}{n} \sum_1^n X_i^{m-1} \right]^2} = \\ = 1 + \frac{\sum_{h \neq k} (X_h - X_k)^2 X_h^{m-2} X_k^{m-2}}{n^2 M_{m-1}^{2(m-1)}}$$

que puede verse en Mortara, «Lezioni di Statistica Metodologica» pg 108.