

Las probabilidades y sus aplicaciones a la estadística

PROF. DGO. ALMENDRAS

(Continuación)

Función generadora de momentos.—Al tratar la distribución binomial se definió el momento de orden p mediante la fórmula:

$$m_p = \sum x^p p_x \text{ en que } x = 0, 1 \dots n$$

En una distribución cualquiera, dependiente de una sola variable x_i y cuya frecuencia es f_i , el momento de orden p se define por la relación:

$$m_p = \sum x_i^p P_i, \text{ siendo } P_i = \frac{f_i}{F}; F = \sum f_i; i = 1, 2 \dots n$$

Si ponemos,

$$(1) \quad M(x,t) = \sum e^{tx_i} P_i \text{ vemos que la derivada de orden } p \text{ es:}$$

$$(2) \quad M^{(p)}(x,t) = \sum e^{tx_i} x_i^p P_i; M(x,0) = 1$$

Para $t = 0$ se tiene:

$$(3) \quad m_p = M^{(p)}(x,0)$$

Es decir, «las derivadas sucesivas de la función $M(x,t)$, para $t = 0$, determinan todos los momentos de la distribución». La función $M(x,t)$ se llama «función generadora de momentos» y se abreviará su designación por *f. g. m.*

La *f. g. m.* de la distribución binomial será:

$$(4) \quad M(x,t) = \sum e^{tx} C_n^x p^x q_{n-x} = 0, 1, \dots, n$$

$$M(x,t) = (pe^t + q)^n$$

De la definición de la *f. g. m.* se deducen las dos relaciones siguientes:

$$(5) \quad M(x + c, t) = e^{ct} M(x, t)$$

$$(6) \quad M(ax, t) = M(x, \theta), \text{ siendo } at = \theta$$

En esta última relación, para obtener los momentos relativos a la variable *ax* hay que hacer las derivadas de $M(x, \theta)$, tomando en cuenta la relación $at = \theta$.

De la relación (5), tomando la derivada de orden *n* se tiene:

$$(7) \quad D^{(n)} M(x + c, t) = e^{ct} (D + c)^n M(x, t)$$

Si el origen se traslada al valor medio *m*, tendremos:

$$x'_i = x_i - m; \quad y \quad M(x', t) = M(x_i - m, t) = e^{-mt} M(x, t)$$

Los momentos con respecto al origen en el punto de abscisa *m* se obtendrán derivando $M(x', t)$ con respecto a *t* y luego poniendo $t=0$. De acuerdo con (7) tendremos:

$$(7') \quad D^{(n)} M(x', t) = e^{-mt} (D - m)^n M(x, t)$$

Desarrollando el segundo miembro y haciendo $t=0$, tenemos:

$$(8) \quad \mu_p = m_p - \binom{p}{1} m m_{p-1} + \binom{p}{2} m^2 m_{p-2} + \dots + (-1)^p m^p$$

Si la distribución es binomial $m = np$ y $M(x, t) = (pe^t + q)^n$, luego la función generadora de momentos con origen en *m* es:

$$(9) \quad M(x', t) = e^{-mt} (pe^t + q)^n$$

Partiendo de (9) por derivación sucesiva con respecto a *t* y luego haciendo $t=0$ se obtienen los momentos:

$$\mu_1 = 0$$

$$\mu_2 = npq$$

$$\mu_3 = npq(q-p)$$

Ejemplo.—En la distribución binomial determinar la *f. g. M.* de la variable x/n y los momentos con respecto a su valor medio.

De la relación (6) tenemos:

$$M(x/n, t) = M(x, \theta) ; \quad t/n = \theta$$

$$M'(x/n, t) = M'(x, \theta) \cdot \frac{1}{n}$$

$$M''(x/n, t) = M''(x, \theta) \cdot \frac{1}{n^2}$$

Para $t=0$ se tiene $\theta=0$ y las derivadas $M'(x, \theta)$ y $M''(x, \theta)$ se reducen a los momentos m_1 y m_2 de la variable x cuyos valores son:

$$\begin{aligned} m_1 &= np \\ m_2 &= npq + n^2p^2 \end{aligned}$$

Luego tendremos:

$$\begin{aligned} m_1(x/n) &= p \\ m_2(x/n) &= (npq)/n^2 - p^2 = \frac{pq}{n} + p^2 \\ \text{var} \cdot \frac{x}{n} &= \frac{pq}{n} \end{aligned}$$

Variables aleatorias independientes. —F. g. m de la suma de variables independientes.

Veamos algunos ejemplos de variables aleatorias independientes.

1.^{er} *Ejemplo.* —Supongamos dos urnas U_1 y U_2 que contienen; la primera 3 bolitas blancas y 2 negras y la segunda 2 blancas y 5 negras y hagamos la experiencia de sacar una bolita de cada una.

Se comprende que si entre las urnas U_1 y U_2 no hay ninguna relación de orden físico, la probabilidad de sacar una bolita de U_1 no tendrá ninguna influencia en la probabilidad de salida de una bolita de U_2 ; del mismo modo, si se hacen n_1 extracciones de una bolita y con reposición en U_1 , la probabilidad de que x de ellas sean blancas no tendrá ninguna relación con la probabilidad de que al hacer n_2 extracciones de una bolita y con reposición en U_2 , y de ellas sean blancas. Decimos en este caso que las variables aleatorias x e y son independientes.

2.^o *Ejemplo.* —Si se tienen dos fábricas A y B en las cuales trabajan N_1 y N_2 obreros y si se toman como variables sus salarios, es evidente que al tomar un salario al azar de la fábrica A , la probabilidad de extraerlo no influirá en la probabilidad de extracción de un obrero de la fábrica B . En relación a la forma de extracción de un salario de A y otro de B podemos decir que ellos son independientes entre sí.

En los dos ejemplos anteriores si las variables son x e y y las probabilidades de que x tome un valor x_i e y el valor y_j son P_{1i} y P_{2j} , respectivamente, entonces, en una experiencia, como las indicadas anteriormente, la probabilidad de que simultáneamente sea $x=x_i$ e $y=y_j$, será $P_{1i} P_{2j}$, es evidente, que la probabilidad de que una función cualquiera $f(x, y)$ tome el valor $f(x_i, y_j)$ será también $P_{1i} P_{2j}$.

Entre las funciones $f(x, y)$, en estadística, es de gran importancia $x+y$, con respecto a la cual tenemos el siguiente teorema:

Teorema. —La función generadora de momentos de la suma de dos o más variables aleatorias independiente es igual al producto de sus $f. g. m$, respectivas.

Demostración. —Sean

$$M_1(x, t) = \sum e^{tx} P_{1i}; \quad M_2(y, t) = \sum e^{ty} P_{2j}$$

La *f. g. m* de la suma $x+y$ será:

$$M_3(x+y, t) = \sum e^{t(xi+yj)} P_{1i} P_{2j}$$

Puesto que la sumatoria en este segundo miembro se puede realizar independientemente en relación a i y j , se tendrá:

$$M_3(x+y, t) = \sum e^{tx_i} P_{1i} \sum e^{ty_j} P_{2j}$$

(10) $M_3(x+y, t) = M_1(x, t) \cdot M_2(y, t)$

Esta relación permite encontrar los momentos de la variable aleatoria $x+y$.

(Continuará)