EL CRITERIO INTRINSECO EN LA HIPOTESIS DE NORMALIDAD DENTRO DE LA EXPERIMENTACION DIDACTICO-PEDAGOGICA

Cuando en un determinado lugar se inician las investigaciones experimentales, es corriente comenzar con una gran carga de supuestos o hipótesis, inadvertidos casi siempre por el experimentador.

Consiste el primero de los supuestos en admitir que los resultados obtenidos con un pequeño grupo de sujetos es extensible a toda la comunidad escolar, sin cortapisa alguna en cuanto al constitutivo de tal conjunto de alumnos.

Radica el segundo en la admisión de un solo valor —valor medio— como suficientemente descriptivo de todos los valores obtenidos.

Se inicia el tercer supuesto cuando, después de haber superado los dos anteriores, se plantea la cuestión de la normalidad del conjunto de escolares experimentados. Se razona en forma similar a ésta: la población escolar se puede considerar como un conjunto normal. Por tanto, los resultados obtenibles con cualquier prueba se distribuirán normalmente conforme la distribución de Gauss.

Entonces, sigue el proceso metódico: si el grupo de escolares examinados se distribuye normalmente, ajustándose a histograma o campana normal, nos encontramos autorizados para suponer que este pequeño grupo de alumnos es una muestra significativa que reproduce todas las virtualidades de la población escolar.

No obstante haberse encontrado en la experimentación psicopedagógica numerosos casos que no se ajustan a la curva normal, es ésta la hipótesis más utilizada en el investigar didáctico-pedagógico. Podría afirmarse que es la primera hipótesis que se comprueba, y sólo cuando, convencidos de haber realizado el estudio en situaciones óptimas, se encuentra como resultado cierta anormalidad respecto de tal hipótesis, se sustituye por otras cuyo ajuste sea más perfecto.

Esta situación de hecho, consistente en conceder la existencia de la distribución normal en la experimentación didáctico-pedagógica, nos obliga a estudiarla para corregir errores aparentes. Errores de omisión y selectivos más que de comisión y operativos.

La gravedad de las omisiones puede ser tal que bastantes de los estudios e investigaciones experimentales coetáneas pierden validez científica. Como no estamos en terreno polémico, sino didáctico, y como, en cierto sentido, algunos de estos trabajos han enrutado la indagación estadístico-experimental, podemos liberarnos de las referencias directas. Eso sí. Afirmamos decididamente con toda rudeza —a algunos les parecerá violencia— que el peligro para la ciencia experimental no está en sus paladinos detractores, desautorizados ante un público comprensivo por su misma ignorancia, sino en los experimentadores poco preparados, que, abrumados por el aparato estadístico, obtienen conclusiones ilegítimas científicamente, pero lógicas técnicamente.

Es posible la obtención de conclusiones lógicas técnicamente, pero ilegítimas científicamente, porque el «salto» a la conclusión puede intentarse desde muy diversos lugares. ¿Acaso no entra en lo normal la emisión de juicios respecto de nuestros semejantes por la primera y única impresión recibida por un momentáneo contacto directo? Con la particularidad de que tales juicios no se referirán solamente a lo percibido entonces, sino a conclusiones en las que se embarca toda la personalidad del juzgado. En nuestro caso, podemos, metafóricamente, concebir la investigación como una línea interrumpida en un punto desde el cual nos lanzamos a la conclusión. Así, podemos afirmar que cuanto mayor sea la distancia entre el último paso metódico y la conclusión, tanto mayor es la brusquedad, y más ilegítima pudiera ser la conclusión. En ese trayecto, el número de factores que podrán influir será tanto mayor cuanto más amplio sea el «salto». Si volvemos a nuestro ejemplo de juicio humano, comprenderíamos cómo juzgaríamos mejor la personalidad ajena cuantos más avances hayamos realizado en su conocimiento, cuantas más ocasiones hayamos tenido de apreciar sus resoluciones en momentos de importancia. Es decir, cuanto mayor sea nuestro adelanto en la línea que nos lleva a su personalidad.

El rigor científico exige que el «salto» a la conclusión se realice desde el punto lógicamente más aproximable a la conclusión. Si nos referimos a la hipótesis de normalidad, esto quiere decir desde el punto en el cual hemos comprobado mayor número de criterios referidos a la misma. El no haber apurado todos los criterios resta virtualidades a la conclusión y permite calificar los estudios experimentales, siempre de acuerdo con la hipótesis previa.

Aunque pudiera discutirse la clasificación que ahora aportamos, la mantenemos por su sencillez. Dos son los grandes criterios para determinar la «normalidad» de un grupo de escolares a través de los resultados de la experimentación: intrínseco y extrínseco. El criterio intrínseco se apoya en la consideración escueta de la curva normal por medio de sus momentos y de los límites fiduciales de cada momento o por medio de la relación existente entre ciertas medidas posicionales. El criterio extrínseco se centra en la utilización de otra distribución, que servirá de contraste entre los valores muestrales y los obtenibles teóricamente. La más utilizada últimamente es la χ^2 (ji 2) de Pearson.

CRITERIO INTRÍNSECO

Hemos dicho que el criterio intrínseco se apoya en el estudio de los momentos o en medidas posicionales. Pero es de todos conocido que los errores propios de la aproximación experimental se incrementan conforme se acrecienta el orden del momento. Por ello, aun cuando en la teoría se habla de momentos de orden enésimo, en la indagación experimental no se pasa del momento de cuarto orden.

Dado que económicamente se define una distribución por sus dos primeros momentos, podría afirmarse que media y desviación típica son los elementos constructivos del criterio intrínseco, mientras que asimetría y «kurtosis» son los elementos fiduciales. Pero como veremos, tal concepto es sólo defendible en parte.

Es cierto que media y desviación típica son elementos imprescindibles para tipificar una variable, lo que facilitará comparaciones al conseguir que, en todos los casos que actuemos con variables tipificadas, sus medias y desviaciones típicas son las mismas, e iguales a 0 y 1, respectivamente. La necesidad de tales momentos se comprende con un mero análisis de la fórmula empleada para obtener las puntuaciones z o puntuaciones tipificadas:

$$z_i = \frac{X_i - \overline{X}}{\sigma} = \frac{P_i - M}{S.\,D.}$$

Tanto la media como la desviación típica son los dos elementos ya constantes de la fórmula, mientras que los resultados originales de cada sujeto son la variable independiente que influirá en la diversidad de puntuaciones típicas o tipificadas. Es por esta razón por la que la puntuación z se ha denominado en numerosos trabajos psicopedagógicos sigma individual.

Algunos suelen confundir la tipificación de la variable con su «normalización». Tal pretensión es ilegítima. Al tipificar solamente hemos cambiado el origen de los valores y reducido la unidad de medida típica, que han pasado de ser dos valores cualesquiera a los constantes 0 y 1, ya mentados. Pero la estructura formal de la curva de distribución no se ha alterado. Si la curva era asimétrica, seguirá siendo asimétrica. Si era kurtósica, continuará siéndolo. La normalización exige que la nueva curva sea exactamente la curva de distribución normal, lo que exigirá los cambios necesarios para que sean mantenidas las probabilidades correspondientes.

Cuando hacemos equivalentes tipificación y «normalización», operamos con el supuesto de que el grupo de escolares estudiado es normal.

LA DESVIACIÓN TÍPICA COMO PRIMER ELEMENTO FIDUCIAL

Cualquier curva se define y precisa por una serie de momentos, de modo que el segundo momento añadirá una nota descriptiva al primero, el tercero al segundo..., hasta el momento de orden enésimo. Mas al centrarnos en la curva normal y en sus momentos descriptivos, es necesario que todos los momentos muestrales estén dentro del margen de flexibilidad tolerado por la curva normal. De ahí que, una vez alcanzado un momento muestral que irrumpe fuera del margen de flexibilidad correspondiente, no es necesario continuar la pesquisa estadística para admitir la anormalidad del grupo de escolares considerado.

La desviación típica, que actúa como definidora de las distribuciones estadísticas, se utiliza desde el principio como elemento fiducial de la media aritmética. Después de examinados algunos sujetos surge el primer problema: El valor medio obtenible de los datos, ¿representa estadísticamente un resultado positivo o no lo representa? Ante una media de 15 ó 20 podemos pensar, bien que 15 ó 20 es el centro de gravedad de todos los valores, bien que la verdadera media es 0; pero, por el error muestral admisible, hemos logrado la media antedicha.

Si la media no es científicamente distinta de 0 con los valores hallados, que sólo pueden ser iguales o mayores que 0, debemos considerar el experimento como anulable. Se comprende, sin más argumentación, que al equivaler la media a 0, bien el instrumento de medida es demasiado basto, bien la aptitud a medir está inmatura. En caso de que el instrumento de medida sea adecuado para la mensuración y la aptitud haya madurado, no se presenta en la investigación didáctico-pedagógica la anulación científica de la media.

El procedimiento técnico es extraordinariamente sencillo. Se aplica una de las fórmulas siguientes:

$$RC = \frac{\bar{X}}{\sigma_{\bar{X}}} \quad \text{o} \quad t = \frac{\bar{X}}{s_{\bar{X}}}$$

según sea o no conocida la desviación típica de la población escolar. En el segundo caso se mixtifica el criterio intrínseco, ya que habrá de recurrirse a la distribución puesta en boga por Fisher. El argumento posterior es equiparable: Cuando la probabilidad de un RC o t superior al hallado sea 5 por 100, nos encontramos con una media significativa o aceptable; si sólo es de 1 por 100, la media es muy significativa o muy aceptable. El 1 por 1.000 no suele emplearse en las investigaciones didáctico-pedagógicas, pero aumenta la confianza; 1,96, 2,58 y 3,29 son los RC correspondientes a las probabilidades citadas. Conforme ya hemos dicho, la t varía de acuerdo con el número de sujetos o grados de libertad, aunque al crecer el grupo indefinidamente tienda a los anteriores. En el caso de que los grados de libertad fuesen cinco, los valores para las probabilidades antedichas son: 2,6, 4,0 y 6,9, respectivamente. Como regla fácilmente recordable, obtenemos: Si la media aritmética de varias muestras (o valores) es superior a 2,5 veces la desviación típica de dicha media (estimable en el caso de valores), puede aceptarse como distinta de 0. Con este índice alcanzaríamos razones significativas, con muestras de más de cinco grados de libertad. No es corriente en Pedagogía el empleo de muestras menores

No obstante esta regla práctica, incluímos unas tablas tomadas de Fisher, para facilitar la utilización de la prueba de significación t. Sentimos la necesidad de esta inclusión, ya que la tabla completa aplicable a la RC, tabla de probabilidad de la curva normal, aparece en diversas formas de aplicabilidad en el «Formulario y tablas...» de García Hoz. Por otra parte, la prueba t, apoyada en un no demasiado alejamiento de la normal, es de aplicación necesaria en las pequeñas muestras, y su distribución responde mejor que otras en el caso en que se desconozca la desviación típica de la población escolar.

La utilización de estas tablas exige determinar el número de grados de libertad (G. l.) aplicables a cada grupo de escolares. Puesto que el denominador de t es ahora $[\Sigma (X-\overline{X})^2 : (N-1)]^{\frac{1}{2}}$, pierde algún sumando su independencia, ya que necesariamente el total ha sido determinado para que la media sea constante; de ahí que los grados de libertad sean N — 1, es decir, el número de sujetos menos 1.

Conocido el número de grados de libertad, se opera del siguiente modo: En la fila correspondiente al G. l. de nuestro caso, se busca la columna que coincida con el t hallado o las dos columnas entre las que se encuentre. En la cabeza de la columna figura el % de casos en los que se puede hallar una t superior a la comparada.

Ejemplo.—Encontrada una t de 1,87 en una muestra de 20 sujetos. Averiguar la probabilidad de ser superada.

Buscamos en la fila (20 — 1) = 19 G. l., y encontramos que para:

t = 1,729 P = 0,10

t = 2,086 P = 0,05

Esto nos dice que la probabilidad se halla entre el 10 y el 5 por 100.

Si quisiéramos aproximarnos algo más recurriríamos a una interpolación simple o lineal, lo que nos daría para t = 1,87 una P = 8 por 100.

El significado de este 8 por 100 es que solamente podríamos esperar un 8 por 100 de casos en los que la t fuese superior a la encontrada. Si nos referimos a la media 0, concluiríamos afirmando la anulabilidad de esta media muestral, por no haber salvado el límite fiducial impuesto, aunque por su proximidad al mismo pueda quedarnos una ligera duda.

Si la t hubiese sido mayor que 2,093, podríamos considerar la media como no anulable, es decir, como distinta de cero. De este modo se justifica la continuación del proceso en la determinación intrínseca de la «normalidad».

Distribución de t

P. / G.L.	90%	80%	70%	60%	50%	40%	30%	20%	10%	5%	2%	1%	0,1%	P. / G.L.
1	0,158	0,325	0,510	0,727	1,000	1,376	1,963	3,078	6,314	12,706	31,821	63,657	636,619	1
2	0,142	0,289	0,445	0,617	0,816	1,061	1,386	1,886	2,920	4,303	6,965	9,925	31,598	2
3	0,137	0,277	0,424	0,584	0,765	0,978	1,250	1,638	2,353	3,182	4,541	5,841	12,941	3
4	0,134	0,271	0,414	0,569	0,741	0,941	1,190	1,533	2,132	2,776	3,747	4,604	8,610	4
5	0,132	0,267	0,408	0,559	0,727	0,920	1,156	1,476	2,015	2,571	3,365	4,032	6,859	5
6	0,131	0,265	0,404	0,553	0,718	0,906	1,134	1,440	1,943	2,447	3,143	3,707	5,959	6
7	0,130	0,263	0,402	0,549	0,711	0,896	1,119	1,415	1,895	2,365	2,998	3,499	5,405	7
8	0,130	0,262	0,399	0,546	0,706	0,889	1,108	1,397	1,860	2,306	2,896	3,355	5,041	8
9	0,129	0,261	0,398	0,543	0,703	0,883	1,100	1,383	1,833	2,262	2,821	3,250	4,781	9
10	0,129	0,260	0,397	0,542	0,700	0,879	1,093	1,772	1,812	2,228	2,764	3,169	4,587	10
11	0,129	0,260	0,396	0,540	0,697	0,876	1,088	1,363	1,796	2,201	2,718	3,106	4,437	11
12	0,128	0,259	0,395	0,539	0,695	0,873	1,083	1,356	1,782	2,179	2,681	3,055	4,318	12
13	0,128	0,259	0,394	0,538	0,694	0,870	1,079	1,350	1,771	2,160	2,650	3,012	4,221	13
14	0,128	0,258	0,393	0,537	0,692	0,868	1,076	1,345	1,761	2,145	2,624	2,977	4,140	14
15	0,128	0,258	0,393	0,536	0,691	0,866	1,074	1,341	1,753	2,131	2,602	2,947	4,073	15
16	0,128	0,258	0,392	0,535	0,690	0,865	1,071	1,337	1,746	2,120	2,583	2,921	4,015	16
17	0,128	0,257	0,392	0,534	0,689	0,863	1,069	1,333	1,740	2,110	2,567	2,898	3,965	17
18	0,127	0,257	0,392	0,534	0,688	0,862	1,067	1,330	1,734	2,101	2,552	2,878	3,922	18
19	0,127	0,257	0,391	0,533	0,688	0,861	1,066	1,328	1,729	2,093	2,539	2,861	3,883	19
20	0,127	0,257	0,391	0,533	0,687	0,860	1,064	1,325	1,725	2,086	2,528	2,845	3,850	20
21	0,127	0,257	0,391	0,532	0,686	0,859	1,063	1,323	1,721	2,080	2,518	2,831	3,819	21
22	0,127	0,256	0,390	0,532	0,686	0,858	1,061	1,321	1,717	2,074	2,508	2,819	3,792	22
23	0,127	0,256	0,390	0,532	0,685	0,858	1,060	1,319	1,714	2,069	2,500	2,807	3,767	23
24	0,127	0,256	0,390	0,531	0,685	0,857	1,059	1,318	1,711	2,064	2,492	2,797	3,745	24
25	0,127	0,256	0,390	0,531	0,684	0,856	1,058	1,316	1,708	2,060	2,485	2,787	3,725	25
26	0,127	0,256	0,390	0,531	0,684	0,856	1,058	1,315	1,706	2,056	2,479	2,779	3,707	26
27	0,127	0,256	0,389	0,531	0,684	0,855	1,057	1,314	1,703	2,052	2,473	2,771	3,690	27
28	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,855	1,056	1,313	1,701	2,048	2,467	2,763	3,674	28
29	0,127	0,226	0,389	0,530	0,683	0,854	1,055	1,311	1,699	2,045	2,462	2,756	3,659	29
30	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,854	1,055	1,310	1,697	2,042	2,457	2,750	3,646	30
40	0,126	0,255	0,388	0,529	0,681	0,851	1,050	1,303	1,684	2,021	2,423	2,704	3,551	40
120	0,126	0,254	0,386	0,526	0,677	0,845	1,041	1,289	1,658	1,980	2,358	2,617	3,373	120
∞	0,12566	0,25335	0,38532	0,52440	0,67449	0,84162	1,03643	1,28155	1,64485	1,95996	2,32635	2,57583	3,29053	∞

LA SIMETRÍA COMO SEGUNDO ELEMENTO FIDUCIAL

Hemos visto cómo la desviación típica o su estimación nos pueden servir para anular o admitir la media muestral. Mas una de las notas de la curva normal es su simetría. Es simétrica respecto del eje constituído por la conjunción de media, mediana y moda. Una curva abandonará tanto más la normalidad cuanto menos simétrica sea. En este caso, media, mediana y moda dejan de coincidir, y el tercer momento de la curva difiere de cero. La asimetría puede verificarse respecto de cualquiera de los tres ejes citados o de medidas de posición complementarias: cuartiles y deciles.

A.—Una de las primeras fórmulas para determinar la asimetría fué la de Pearson:

$$As = \chi = \frac{M - Mo}{\sigma} = \frac{\sqrt{\beta_1}\ (\beta_2 + 3)}{2(5\beta_2 - 6\beta_1 - 9)}$$

pero por su complicación, ya que la moda en la aparentemente más sencilla se despejaba de las betas, se utilizó otra prácticamente igual:

$$As = \frac{M - M_0}{\sigma} \backsimeq \frac{3(M - Md)}{\sigma}$$

B.—A partir de los momentos se ha puesto en boga la transformación de Fisher:

$$g_1 = As = \frac{N^2}{(N-1)\ (N-2)} \cdot \frac{\mu_3}{\sigma^3}$$

en la que introduce el factor $N : (N-1)\ (N-2)$ sobre la ya conocida de

$$\frac{\sqrt[3]{\frac{\Sigma\ d^3}{N}}}{\sigma}$$

C.—Bowley, dado que teóricamente en una distribución simétrica los cuartiles son equidistantes de la mediana, introdujo la siguiente fórmula:

$$As = \frac{(Q_3 - Q_2) - (Q_2 - Q_1)}{(Q_3 - Q_2) + (Q_2 - Q_1)} = \frac{Q_3 + Q_1 - 2\ Q_2}{Q_3 - Q_1} = \frac{q_2 - q_1}{q_2 + q_1}$$

D.—Kelley se afincó en valores más extremos que Bowley al pensar en los deciles primero y noveno como constitutivos de su fórmula:

$$As = \frac{P_{90} + P_{10}}{2} - P_{50}$$

E.—Vinci propone otra nueva fórmula, con caracteres de más generalidad:

$$As = \frac{\sum_{i=1}^{N} \left| x_i + x_{N-i+1} \right|}{2 \sum_{i=1}^{N} \left| x_i \right|} \quad \text{donde} \quad \begin{array}{l} x_i = X_i - M \\ N = \Sigma y_i \end{array}$$

No vamos a detenernos en la discusión y comparación de estas cinco fórmulas, aunque recordemos la utilización de A, B o D en estudios españoles de psicopedagogía. Es reconocido por todos que una de las fórmulas más excelentes, la A, es de escaso valor científico, por desconocerse sus cotas y por ignorarse su varianza. En el terreno de la probabilidad esto significa que, ante un valor hallado mediante su aplicación, nos encontramos realmente incapacitados para concluir. El número tope de 0,370, dado por algunos, es insuficiente si ignoramos la probabilidad de obtener resultados tales como 0,207, 0,394 ó 0,503. La utilización de dicha fórmula es una concesión a la rutina exenta de crítica de los resultados. Se justifica cuando las conclusiones no pretendan ser más que orientadoras, pero nunca científicas.

Para que el valor obtenido sea de confianza es necesario que seamos capaces de determinar los límites dentro de los cuales puede variar sin que se produzca ninguna extorsión científica. Hemos de averiguar la varianza para hallar la razón transformable en probabilidad. De las cinco fórmulas anteriores, consideramos como las más recomendables las B y D, por este mismo orden.

De la fórmula B se conocen sus cotas y varianza. Las cotas son:

$$\frac{\pm (n-2)}{\sqrt{n-1}}$$

La varianza:

$$\frac{6\,N\,(N-1)}{(N-2)\,(N+1)\,(N+3)}$$

De la fórmula D conocemos su varianza:

$$\frac{0{,}2688\,(P_{90} - P_{10})^2}{N}$$

Para conocer la probabilidad de obtener una asimetría menor que la obtenida se utiliza un procedimiento análogo al utilizado con la desviación típica y la media:

$$RC_{as} = \frac{As}{\sigma_{as}} \qquad t = \frac{As}{S_{as}}$$

En las tablas normales o en las de t, según el caso, encontraremos la probabilidad inquirida. Según aceptemos la hipótesis de significación al 950, 990 ó 999 por 1.000 será necesario conseguir tales probabilidades para que la asimetría sea aceptada y, con ella, la anormalidad.

LA «KURTOSIS» COMO TERCER ELEMENTO FIDUCIAL

Menos utilizada que la asimetría, la «kurtosis» significa respecto del cuarto momento algo análogo a lo que la asimetría respecto del tercero. Nos indicará un exceso o defecto de ítems cerca de la media. Aunque el porcentaje de items a la distancia $\pm \sigma$ es constante para todas las distribuciones normales, nada se nos dice acerca del emplazamiento de ese 68,26 por 100 de resultados. Teóricamente, podríamos construir un rectángulo con base 2σ y altura constante, cuya área fuese la antedicha. Teóricamente también, podríamos construir o concebir una distribución con valor medio cualesquiera llevado por el 60 por 100 de las puntuaciones, y el 4,13 por 100 restante a cada lado de la media, precisamente a la distancia predicha para sigma. En ambos casos, la desviación típica es la misma, y la simetría, perfecta; pero nos alejamos de la curva normal. En el primer caso caeríamos en anormalidad por exceso de achatamiento; en el segundo, por exceso de concentración o apuntamiento. Pronto se comprende la necesidad de este momento y de sus límites, necesarios en el criterio intrínseco de «normalidad».

Si nos atuviésemos solamente a la descripción de curvas platikúrticas y leptokúrticas, nos encontraríamos con la distribución t, que tiende a ser leptokúrtica comparada con la normal y con el hecho de que la agudeza del centro de estas curvas se contrarresta con la elevación de los extremos.

Por otra parte, al estudiar el error típico de la desviación típica, se ha comprobado que la «kurtosis» de la distribución influye de modo destacado sobre su cuantía. Si es leptokúrtica, el valor «normal»

$$\sigma_\sigma = \frac{\sigma}{\sqrt{2N}}$$

puede ser la mitad o menos del verdadero. Si es platikúrtica, el valor encontrado es superior al real.

Dos son las fórmulas más utilizadas para determinar la «kurtosis»: La obtenida de los momentos y la apoyada en medidas posicionales.

F.—Desde el momento de cuarto orden se determina la «kurtosis» con la fórmula

$$ku = \beta_2 = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$$

de la que se conocen sus mínimo y máximo. Los mínimos son 1 o $\frac{n^2+3}{n^2-1}$, según sea par o impar. Los máximos son: $\frac{n^2-3\,(n-1)}{n-1}$

G.—La fórmula empleada con medidas de posición es

$$ku = \frac{Q_3 - Q_1}{2\,(P_{90} - P_{10})}$$

con mínimo y máximo de 0 y 0,5, respectivamente.

Al igual que dijimos para la asimetría, su utilidad científica se minimizaría si desconociésemos sus varianzas y la probabilidad de obtener un valor de ku superior al recién hallado. La mera clasificación de achatamiento o apuntamiento no satisface, porque una de las dos surge necesariamente en cuanto los valores difieren de 0,23615 o de 3, según la fórmula empleada. Lo realmente importante es determinar los límites a partir de los cuales la «kurtosis» hallada se convierte en significativa.

Fácil nos es determinar la varianza de la fórmula F:

$$\sigma^2_{ku} = \frac{24\,N\,(N-1)^2}{(N-3)\,(N-2)\,(N+3)\,(N+5)}$$

En la fórmula G, la varianza aplicable a la diferencia ku — 0,26315 es igual a

$$\frac{0{,}0717}{N}$$

La significación simple o reforzada se establece por la probabilidad correspondiente a la razón entre la «kurtosis» o la desviación y la sigma respectiva.

DECLARACIÓN DE «NORMALIDAD» POR EL CRITERIO INTRÍNSECO

Si nos atenemos a lo expuesto, un grupo de sujetos se distribuye de acuerdo con una normal en una investigación didáctico-pedagógica de índole experimental cuando:

1. La media es distinta de cero.

2. La simetría es perfecta o la asimetría no sobrepasa los límites de confianza.

3. La «kurtosis» no existe o no sobrepasa en valor absoluto el límite correspondiente.

Con pureza sólo cabe hablar de «normalidad» cuando se cumplen las tres condiciones antedichas. La casuística surge al considerar los márgenes de probabilidad. ¿Se admitiría como normal una curva que sin rebasar los límites de simetría se halla en el nivel de simple significación kurtósica? Para los muy rigurosos no hay duda: el grupo no es normal; para los más flexibles dependerá de las probabilidades asignables a los dos grandes elementos fiduciales.

JOSÉ FERNÁNDEZ HUERTA

Profesor de la Universidad de Madrid