ENSAYO EXPERIMENTAL SOBRE MÉTODOS DE ESTUDIO

El estudio tiene una doble finalidad: conquista de la verdad, por un lado, y comunicación de la verdad, por otro. Desde un punto de vista metodológico, el segundo de los fines da lugar a toda una didáctica de la enseñanza; el primero, daría lugar a una metodología del estudio, que quizá haya estado absorbida por una abundante metodología de la enseñanza. Y es que, en definitiva, parece más difícil saber *cómo* se debe estudiar que *cómo* se debe enseñar.

El fin que nos hemos propuesto al realizar este ensayo ha sido el de contrastar y comparar la eficiencia de dos métodos o procedimientos de estudio más usuales y corrientes en la vida estudiantil (1).

Experiencia y datos estadísticos.

Los métodos cuya eficacia hemos intentado contrastar han sido los siguientes:

A) *Leer y volver a leer, en su totalidad, el texto sin tomar nota gráfica alguna.*

B) *Leer y resumir, por escrito, el texto que se estudia.*

Hipótesis.—Desde un punto de vista teórico puede darse la primacía a cualquiera de ellos. Para algunos autores el hecho de resumir o el de confeccionar un esquema o el de elaborar una sinopsis de la lección durante el período de estudio, asegura a los alumnos la doble ventaja de discriminar mejor y de estructurar bien lo que estudian; otros autores, por el contrario, sostienen que una buena parte del tiempo de estudio se desperdicia en tomar notas incoordinadas y que los alumnos sólo adquieren con ellos unos malos hábitos de trabajo (2).

---

(1) El presente ensayo fué realizado siendo becario del Instituto «San José de Calasanz». Desde estas líneas expresamos nuestra sincera gratitud y reconocimiento a don Víctor García Hoz, por su generosidad y estímulo; a don José Fernández Huerta, por su dirección y ayuda; y a don Luis Alonso Fernández, Director de la Escuela del Magisterio, por las facilidades prestadas en la realización de este ensayo.

(2) Buyse, R.: *La experimentación en Pedagogía.* Edit. Labor. Barcelona, 1937, página 287.

		PREGUNTAS O ELEMENTOS															T^2
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	... ×	T	
S	1	+	−	+	+	+	−	+	+	+	+	−	+	+	:	10	100
u	2	−	+	−	+	−	+	+	+	+	+	+	−	+	:	9	81
j	3	+	+	+	−	+	+	+	+	−	+	−	−	−	:	8	64
e	4	+	+	+	+	−	+	+	+	−	−	+	+	+	:	10	100
t	5	+	+	+	+	+	−	+	−	+	+	+	+	+	:	11	121
o	:														:	:	:
s		...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	.....	.....	.....
	×														:	:	:
P_i		4	4	4	4	3	3	5	4	3	4	3	3	4	:	48	466
	P_i^2	16	16	16	16	9	9	25	16	9	16	9	9	16	:		182

2. *Operaciones.*—Confeccionada la tabla anterior, en el grupo I nos da los siguientes resultados:

a) $\Sigma\ T^2 = 288.161$; $288.161 : 100 =$ *2.881,61.*

b) $\Sigma\ (T)^2 = 4.185^2 = 17.514.225$; $17.514.225 : 6.300 =$ *2.780,03.*

c) $N = 63$.

d) $n = 100$.

e) $\Sigma\ P_i =$ *4.185.*

f) $\Sigma\ P_i^2 =$ *191.399.*

g) *Varianza entre sujetos:*

$$\frac{\Sigma\, T^2}{n} - \frac{\Sigma\,(T)^2}{n\,.\,N} = \frac{288.161}{100} - \frac{17.514.225}{6.300} = \mathit{101.58}$$

h) *Varianza entre elementos:*

$$\frac{\Sigma\, P_i^2}{N} - \frac{\Sigma\,(P_i)^2}{n\,.\,N} = \frac{191.399}{63} - \frac{17.514.225}{6.300} = \mathit{258{,}05}$$

i) *Varianza total:*

$$\Sigma\, T - \frac{\Sigma\,(T)^2}{n\,.\,N} = 4.185 - \frac{17.514.225}{6.300} = 1.404{,}97$$

Origen varianza	Suma de cuadros	g. l.	Varianza	F. 1 %	Hipótesis
Entre sujetos	101,58	62	1.636	9,6	Rechazada.
Entre elementos	258,05	99	2.603	15,3	—
Residual	1.045,34	6.138	0,170		
Total	1.404,97	6.299			

j) *Fidelidad:*

$$r_{11} = \frac{S_t^2 - S_e^2}{S_t^2} = \frac{1.636 - 0{,}170}{1.636} = \mathit{0{,}89}$$

En el grupo II, y por igual procedimiento, obtuvimos una fidelidad de 0,90. Como lo que pretendemos a través de todo el proceso anterior es ver la consistencia interna de la prueba, hemos de darnos cuenta de que cuanto menor sea la *varianza residual* respecto de las otras varianzas, de sujetos y elementos, mayor será dicha consistencia interna. La más amplia consistencia vendría representada por una varianza residual igual a cero.

En el grupo I, la varianza residual es igual a 0,170. Y nos preguntamos: ¿Este alejamiento de cero es estadísticamente significativo? Lo averiguamos mediante la *prueba de F*, que viene a expresar la relación entre las varianzas de sujetos y elementos, por un lado; y residual, por otro. Es decir, que dividiendo la varianza entre sujetos por la residual (1,636 : 0,170), nos da un cociente F igual a 9,6. Y dividiendo la varianza entre elementos por la residual (2,603 : 0,170), nos da un cociente F igual a 15,3.

Ahora hemos de comprobar si estos índices F son admisibles estadísticamente, y a qué nivel de confianza. El nivel que hemos impuesto en nuestro ensayo es el del 1 por 100. Y consultadas las Tablas de F (Fisher-Snedecor), teniendo en cuenta los grados de libertad (g. l.), obtenemos los siguientes resultados:

Las tablas nos dicen que una F igual a 9,6 con 62 y 6.138 g. l., la F que deberíamos haber obtenido habría de ser igual o mayor a 1,59 para que fuera significativa al 1 por 100. Y como la que hemos obtenido es igual a 9,6, podemos afirmar que es ampliamente significativa.

La otra F, resultante de la relación entre la varianza de elementos y la residual, es igual a 15,3 con 99 y 6.138 g. l. Al mismo nivel de confianza las tablas nos dicen que para ser significativa la F obtenida habría de ser igual o mayor que 1,43. Luego es también altamente significativa.

Todo ello nos viene a decir que la prueba que venimos considerando determina bien las diferencias individuales entre los sujetos; que los elementos son de distinta dificultad; y que podemos rechazar la hipótesis nula.

En el grupo II las F obtenidas son también altamente significativas.

Normalidad en la distribución de los sujetos.

Dos son los grandes criterios para determinar la normalidad de un grupo de escolares a través de los resultados de una experimentación: intrínseco y extrínseco (4).

1. *Criterio intrínseco.*—En él pueden considerarse tres procedimientos:

a) *Significación de la media* $(\overline{X})$.—En el grupo I obtuvimos una media igual a 66,5 y una sigma igual a 12,6. Ahora se trata de comprobar si esta media es o no significativa, es decir, si es estadísticamente distinta de cero. Para ello se procede de la siguiente forma:

— Se establece el nivel de confianza: 1 por 100.

— Se halla el error típico de la media:

$$\sigma_{\overline{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{N-1}} = \frac{12,6}{\sqrt{62}} = 1,6$$

A partir de aquí ya podemos averiguar qué probabilidad hay de que en una distribución normal, como es la distribución muestral de la media, que tuviera una media igual a cero y una sigma igual a 1,6, se extraiga por azar un valor: Media igual a 66,5. Este valor se separa de la media:

— Según lo que resulte de hallar el cociente entre la media y su error típico:

$$\frac{\overline{X}}{\sigma_{\overline{X}}} = \frac{66,5}{1,6} = 41 \text{ sigma}$$

Y como sabemos que un caso que se aparte de la media 2,58 σ o más tiene sólo el 1 por 100 de probabilidad de surgir al azar, por tanto, un caso como el nuestro, que se aparta 41 σ, tiene una probabilidad bastante menor.

— Si el cociente de dividir la media por su error típico es igual o mayor que 2,58, podemos afirmar que la media es estadísticamente significativa al nivel de confianza del 1 por 100. Y como 41 es mayor que 2,58, afirmamos categóricamente que la media del grupo I no ha surgido por azar, que es distinta de cero y que es verdaderamente significativa.

La media del grupo II es también altamente significativa y muy superior al nivel de confianza del 1 por 100.

b) *Asimetría* (A_s).—Una de las primeras fórmulas para determinar la asimetría fué la de Pearson. Otras que pueden utilizarse son las de Fisher, Bowley, Kelley o Vinci.

---

(4) FERNÁNDEZ HUERTA, JOSÉ: «El criterio intrínseco en la hipótesis de normalidad dentro de la experimentación didáctico-pedagógica». *Revista Española de Pedagogía*, número 44, octubre-diciembre, 1953.

El procedimiento de Kelley, que es el que hemos utilizado, se representa por la siguiente fórmula:

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

De esta fórmula conocemos su varianza, que es igual a

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

Y así, si examinamos la asimetría del grupo I, lo hemos de hacer siguiendo estos distintos pasos:

— Hallar los percentiles 90 — 50 y 10 de la distribución.

— Aplicar la fórmula de Kelley:

$$A_s = \frac{84 + 49{,}2}{2} - 67{,}2 = -0{,}6$$

Este resultado representa la asimetría de la distribución. Al aplicar la varianza de esta fórmula nos da un resultado:

$$V = \frac{0{,}2688\,(84 - 49{,}2)^2}{63} = 19{,}77$$

Y como la raíz cuadrada de una varianza es la desviación típica de una variable, resulta que la desviación típica es igual a la raíz cuadrada de 19,77, que arroja un resultado de 4,44.

— Para determinar la probabilidad de que la asimetría que venimos considerando se origine o no por la imperfección de los datos muestrales, hemos de encontrar la «razón crítica» y la probabilidad correspondiente. Y para ello se procede de la siguiente forma:

$$RC_a s = \frac{A_s}{\sigma\, as} = \frac{-0{,}6}{4{,}44} = -0{,}13$$

Y consultando las tablas de «distribución normal», vemos que al valor 0,13 corresponde un área de 0,0517. A este área se le suma 0,50000, y da un valor de 0,5517, que viene a representar el 55,17 por 100 de probabilidad. Y puesto que no alcanza el nivel del 99 por 100, admitimos que los resultados se agrupan entre sí con una asimetría normal. Igual normalidad se observa en el grupo II.

c) *Kurtosis (Ku)*.—La fórmula más usada para hallarla es la siguiente:

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

De esta fórmula también se conoce su varianza, que es igual a

$$\boxed{V = \frac{0{,}0717}{N}}$$

Así, pues, para hallar la kurtosis se procede del siguiente modo:

— Se averigua el Q_3 y el Q_1, o lo que es lo mismo, el P_{75} y el P_{25}.

— Aplicamos la fórmula:

$$Ku = \frac{75{,}9 - 58{,}7}{2\,(84 - 49{,}2)} = 0{,}246$$

Restando este resultado de 0,263, nos da un total igual a — 0,017, que es la kurtosis en la distribución de nuestra muestra.

La desviación típica, que es igual a la raíz cuadrada de la varianza, arroja un resultado igual a 0,106.

— La razón crítica es igual a

$$RC_{ku} = \frac{-0{,}017}{0{,}106} = -0{,}16$$

Consultadas las tablas de la «distribución normal», vemos que al valor 0,16 le corresponde un área de 0,5636, que representa el 56,36 por 100 de probabilidad. Y como esta probabilidad no alcanza el nivel del 99 por 100, admitimos que los resultados se agrupan entre sí con una kurtosis que es normal.

Lo mismo podemos afirmar en lo que se refiere al grupo II.

2. *Criterio extrínseco.*—Dentro de este criterio que se fundamenta en la utilización de otra distribución que va a servir de contraste entre los valores muestrales y los obtenidos teóricamente, se utiliza corrientemente el χ^2 («chi» cuadrado), que viene a determinar, con prueba de significación, si las diferencias existentes entre la distribución muestral y la normal se pueden considerar como aleatorias o no (5).

Para hallar χ^2 se procede así:

a) Hallamos las frecuencias teóricas que habrían de obtenerse en una distribución normal de «equis» sujetos, con su media y sigma correspondiente. En nuestro caso, y con relación al grupo I: 63 sujetos; media igual a 66,5; y sigma igual a 12,6.

b) Se halla:

$$\chi^2 = \frac{\Sigma\,(f_e - f_t)^2}{f_t}$$

(5) FERNÁNDEZ HUERTA, JOSÉ: «El criterio extrínseco en la determinación de normalidad dentro de la experimentación didáctico-pedagógica». *Revista Española de Pedagogía*, núm. 45, enero-marzo, 1954.

c) Con los grados de libertad (g. l.) propios del caso, se consulta la tabla de «chi», para ver si la obtenida es o no significativa a un cierto nivel de confianza: el 1 por 100.

Para hallar *a*) y *b*) se procede de la siguiente forma:

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Intervalos X	Límites de los intervalos	z	Proporción área total entre Z y $\bar{X}$	Proporción en cada intervalo p	(63 p) f_t	f_t agrupadas	f_e	$f_e - f_t$	$(f_e - f_t)^2$	$\frac{(f_e - f_t)^2}{f_t}$
				0,0132	0,8					
	94,5	2,22	0,4868							
89-94				0,0286	1,8	6,6	7	0,4	0,16	0,024
	88,5	1,73	0,4582							
83-88				0,0620	4,0					
	82-5	1,26	0,3962							
77-82				0,1110	7,0	7	7	0,0	0,00	0,000
	76,5	0,79	0,2852							
71-76				0,1635	10,3	10,3	10	− 0,3	0,9	0,087
	70,5	0,31	0,1217							
65-70				0,1813	11,5	11,5	12	0,5	0,25	0,021
	64,5	− 0,15	0,0596							
59-64				0,1761	11,1	11,1	11	− 0,1	0,01	0,009
	58,5	− 0,63	0,2357							
53-58				0,1308	8,2	8,2	6	− 2,2	4,84	0,590
	52,5	− 1,11	0,3665							
47-52				0,0764	4,8					
	46,5	− 1,58	0,4429							
41-46				0,0374	2,3					
	40,5	− 6	0,4803			8,3	10	1,7	2,89	0,348
35-40				0,0140	0,9					
	34,5	− 2,53	0,4943							
				0,0057	0,3					
				1,0000	63,0	63				$\chi^2 = 1,079$

En la columna (1) hemos colocado los intervalos de la distribución. En la columna (2) escribimos los límites de estos intervalos. En la columna (3) convertimos estos límites en valores z, según la fórmula:

$$z = \frac{X - \overline{X}}{\sigma} = \frac{94,5 - 66,5}{12,6} = 2,22$$

En la columna (4) se halla la proporción de casos, que según la Tabla normal, hay entre el valor z y la media. Por ejemplo, la tabla normal indica que entre $z = 2,22$ y la media hay el 48,68 por 100 de los casos, es decir, la proporción 0,4868.

En la columna (5) se escribe la proporción de casos que, en una distribución normal, correspondería a cada intervalo. Así, en el intervalo 89-94 habría 0,0286 de los casos, ya que entre su límite superior y la media hay 0,4868; y entre su límite inferior y la media hay 0,4582. Por consiguiente, entre ambos límites y la media habrá: 0,4868 — 0,4582 = 0,0286.

Lo mismo se halla la proporción de cada intervalo, restando de la proporción correspondiente al límite más alejado de la Media la proporción correspondiente al límite más próximo a ella. Se exceptúa el intervalo central, que comprende la media. Este intervalo es 65 — 70. Por tanto, hay que sumar dichos límites: superior e inferior. Es decir, 0,1217 + 0,0596, igual a 0,1813.

Como en la distribución normal habrá todavía algunos casos por encima del límite superior $z = 2,22$ de la tabla; y por debajo del límite inferior $z = -2,53$ de la misma, es por lo que en la columna (5), más allá de estos límites, hemos puesto la proporción teórica que quedaría fuera de ellos en la curva normal. Es decir, 0,0132, que es el resultado de restar 0,50000 — — 0,4868, por encima del límite 94,5; y 0,0057, que es el resultado de restar 0,50000 — 0,4943 por debajo del límite 34,5.

Así tenemos en la columna (5) la proporción de casos que correspondería a cada intervalo y por encima y debajo de los extremos en una distribución normal de $\overline{X} = 66,5$ y $\sigma = 12,6$, como la distribución empírica que nosotros hemos obtenido.

La columna (5) debe sumar aproximadamente 1,0000, pues comprende toda la muestra.

En la columna (6) se inscriben las frecuencias teóricas. Para hallarlas se multiplica cada proporción por N = 63, que es el número de casos de nuestro grupo I. Y así, tenemos: que en el intervalo 89 — 94 habría en una distribución normal de media igual a 66,5 y sigma igual a 12,6, el 0,0286 de los casos; y como el número total de sujetos es, en nuestro caso, de 63, multiplicamos 0,0286 por 63 y nos da un resultado de 1,8018, que despreciando decimales se queda en 1,8.

En la columna (7) se reagrupan estas frecuencias teóricas de manera que ninguna de ellas sea inferior a cinco unidades. Así agrupamos en una sola frecuencia las tres primeras (0,8, 1,8, 4,0), que da un resultado igual a 6,6, y lo mismo hacemos con las cuatro últimas (4,8, 2,3, 0,9, 0,3), que arroja una suma de 8,3.

En la columna (8) escribimos las frecuencias empíricas obtenidas en nuestro ensayo, correspondientes a las teóricas de la columna (7). Es decir, que hemos de sumar las frecuencias que hemos obtenido y comprendidas en los intervalos 83-88 y 89-94, que fueron agrupadas en la columna (7). Luego ir poniendo la frecuencia hallada de cada intervalo. Y por último, sumar las frecuencias que contienen los tres últimos intervalos. Como comprobación, la columna (8) debe sumar 63 unidades, y lo mismo, aproximadamente, las columnas (6) y (7).

En la columna (9) escribimos las diferencias entre las frecuencias empíricas y las teóricas, teniendo en cuenta los signos.

En la (10) elevamos al cuadrado la diferencia anterior de la columna (9).

En la (11), el cuadrado hallado en la columna anterior (10) se divide entre su correspondiente frecuencia teórica, columna (7). Y la suma de todos estos resultados nos da el definitivo. En nuestro caso $\chi^2 = 1{,}079$.

Para hallar *c*) se procede de la siguiente forma:

Los grados de libertad (g. l.) en este caso son igual a $n - 3$, siendo n el número de frecuencias utilizadas en la tabla anterior, y restando 3, porque tres han sido las condiciones que nosotros hemos impuesto a la distribución de frecuencias. A saber: que el grupo de frecuencias sume una cierta cantidad igual a 63; que correspondan a una distribución que tenga de media 66,5; y que la sigma de esa distribución sea igual a 12,6.

Elegimos el nivel de confianza del 1 por 100.

Los g. l. son $n - 3 = 7 - 3 = 4$.

Consultando la tabla de χ^2, vemos que con esos grados de libertad, χ^2 tiene que ser igual o mayor que 9,488 para alcanzar el nivel de significación del 1 por 100.

Por tanto, el χ^2 que nosotros hemos obtenido en el grupo I, que es igual a 1,079, estadísticamente no es significativo, por tanto, la hipótesis de normalidad es perfectamente compatible—y muy compatible—con la distribución empírica obtenida.

Realizadas las mismas operaciones para el grupo II, obtenemos los siguientes resultados:

$$\chi^2 = 4{,}222$$
$$\text{g. l.} = 4.$$

Consultadas las tablas vemos que el χ^2 tenía que ser igual o mayor que 9,488 para ser significativo. Por tanto, la hipótesis de normalidad es también compatible con la distribución empírica obtenida.

Diferencia de medias ($\overline{X}$).

En nuestro ensayo hemos aplicado una misma prueba a 63 sujetos, que integraban el grupo I; y a 61 sujetos, que completaban el grupo II, extraídos al azar de la población de estudiantes del Magisterio de Madrid. Ambas muestras son *independientes* en relación con la variable que se compara: rendimiento mediante el empleo de un diferente método de estudio. Sin embargo, el grupo I ha obtenido una media superior a la del grupo II, como puede apreciarse en la siguiente tabla:

	I	II	Diferencias
N	63	61	
$\overline{X}$	66,5	52,2	14,3
σ	12,6	13,2	

Existe una diferencia bastante crecida entre las medias de los dos grupos.

Lo que nos proponemos realizar ahora, casi como colofón de nuestro ensayo, es ver si esta diferencia es estadísticamente significativa. Es decir, si verdaderamente es distinta de cero o si es, por el contrario, tan pequeña que es perfectamente compatible con la hipótesis de que la verdadera diferencia sea cero, pero que por azar haya resultado igual a 14,3.

Para averiguar esto se procede de manera muy parecida a como hemos procedido para ver la significación de la media.

Así, pues, antes de nada empezamos por establecer la hipótesis de que la verdadera diferencia sea cero. A esta hipótesis se le llama en estadística: Hipótesis nula.

Después, y con los datos que obtengamos, veremos si admitimos o rechazamos mencionada hipótesis. Para ello, se procede de la siguiente forma:

1. Nivel de confianza: 1 por 100.
2. Error típico:

$$\sigma d = \sqrt{\sigma^2_{\overline{X}_1} + \sigma^2_{\overline{X}_2}} = \left\{ \begin{array}{l} \sigma_{\overline{X}_1} = \dfrac{\sigma_1}{\sqrt{N-1}} = \dfrac{12,6}{\sqrt{62}} = 1,6 \\ \sigma_{\overline{X}_2} = \dfrac{\sigma_2}{\sqrt{N-1}} = \dfrac{13,2}{\sqrt{60}} = 1,7 \end{array} \right.$$

$$\sigma d = \sqrt{1,6^2 + 1,7^2} = 2,3$$

3. La RC es igual:

$$RC = \frac{d}{\sigma d} = \frac{13,6}{2,3} = 6,2$$

4. Como la RC es igual a 6,2 y es mayor que 2,58, rechazamos la hipótesis nula y afirmamos que la diferencia entre dichas medias es estadísticamente significativa al nivel de confianza del 1 por 100, y no se debe al azar ni a errores muestrales.

Llegados a este punto, hemos de hacer una seria meditación. Hemos llegado a la conclusión de que la diferencia de medias en los dos grupos, que nos han servido para nuestro ensayo, son significativas desde el punto de vista estadístico. Ahora bien, podemos concluir que también lo son desde un punto de vista pedagógico? De momento no podemos contestar esta interrogante. Solamente volvemos a hacer hincapié en que la significación estadística de esa diferencia nos permite afirmar, a un cierto nivel de confianza, que podemos tener cierta seguridad en que hay una diferencia real (6); que esta diferencia no es debida al azar. Pero sin que podamos afirmar a qué es debida. Y esto sólo puede saberse considerando las circunstancias totales del ensayo que hemos realizado.

Y asi, si recogemos en una especie de resumen todas las circunstancias que se han dado en nuestro ensayo, y verdaderamente las hemos controlado científicamente, estaremos en condiciones de *saltar* a una serie de conclusiones pedagógicas, que son las que nos interesan a partir de este momento.

Si la hipótesis de que partíamos consistía en ver la eficacia de dos métodos de estudio; si elegimos al azar dos grupos de estudiantes en la Escuela del Magisterio; si controlamos con acierto la confección de una serie de lecciones y pruebas objetivas; si ambos grupos tuvieron las mismas posibilidades de éxito en su estudio; si los datos estadísticos que hemos ido reflejando a lo largo de estas páginas han sido elaborados con meticulosidad y espíritu científico; si hemos encontrado una alta fidelidad en la prueba objetiva que hemos aplicado; si la distribución de las puntuaciones obtenidas por los sujetos sometidos a experimentación se distribuyen de acuerdo con la curva de normalidad; si las medias obtenidas son significativas y fiables; y si la diferencia de medias entre los dos grupos independientes nos ha resultado estadísticamente significativa, podemos llegar a la conclusión de que esta diferencia es real; que no se debe a que en un grupo se han integrado todos los sujetos inteligentes, y en el otro los torpes; y que esta diferencia, en definitiva, se debe al método de estudio utilizado, ya que todas las demás circunstancias que pudieran haber influido en los resultados de nuestro ensayo fueron, en lo posible, controladas debidamente.

Análisis de casos.

A la vista de los resúmenes ejecutados por los alumnos del grupo II y analizados detenidamente, deducimos las siguientes consecuencias:

1.ª Incapacidad por parte de los alumnos para realizar un buen resumen escrito. La mayor parte de ellos se entretienen en copiar unas cuantas palabras de la lección, y algunos dan a estas palabras un sentido muy diferente del que tienen en el texto estudiado.

---

(6) YELA GRANIZO, MARIANO: *Apuntes de estadística.* Escuela de Psicología. Madrid, 1956, pág. 200.

2.ª La pérdida de tiempo para el estudio que supone el tomar notas no esenciales o escribir literalmente la lección. Esta pérdida de tiempo se traduce en un menor rendimiento. La dificultad en el leer, la lentitud en el escribir, la parsimonia en encontrar un concepto que resuma un párrafo de la lección..., son cosas que forzosamente han de traducirse en la obtención de unas mínimas puntuaciones.

3.ª El hábito de estudiar memorísticamente que quizá arrastra el alumno desde la Escuela Primaria. No puede confeccionar un buen resumen quien no ha tenido la oportunidad de que le digan y enseñen en qué consiste.

Conclusiones.

Primera.—La prueba instructiva aplicada en este ensayo arroja un alto coeficiente de fiabilidad, obtenido por el procedimiento diseñado por Hoyt. La fiabilidad en el grupo I es de 0,89; y en el II, de 0,90.

Segunda.—Las puntuaciones de los sujetos se distribuyen normalmente con arreglo a las exigencias de la curva de Gauss. Y ello, comprobado a través de diferentes procedimientos: Significación de la media, asimetría, kurtosis y prueba de bondad de ajuste o «chi» cuadrado.

Tercera.—La diferencia existente entre la media del grupo I y la media del grupo II no se debe a circunstancias aleatorias o a error en el ensayo, puesto que es altamente significativa y a un elevado nivel de confianza, desde un punto de vista estadístico.

Cuarta.—Que las diferencias en cuanto a rendimiento observadas en ambos grupos de alumnos se deben, en parte, al método de estudio utilizado.

Quinta.—Teniendo en cuenta que los métodos comparados han sido:

A) *Leer y volver a leer, en su totalidad, el texto sin tomar nota gráfica alguna.*

B) *Leer y resumir, por escrito, el texto que se estudia,* concluimos: que se obtienen mejores resultados utilizando el método A).

Sexta.—Del análisis de los resúmenes confeccionados por los alumnos del grupo II, que utilizaron en su estudio el método B), se desprende: Que copiaron casi al pie de la letra la lección que tenían que estudiar y resumir gráficamente; que han sido, en su mayor parte, incapaces de realizar un esquema, gráfico o resumen en el que reflejar las ideas y conceptos esenciales de cada lección; y que al ser el tiempo de estudio de la misma amplitud para ambos grupos, los que estudiaron por este método B) lo aprovecharon menos. Ello se ha traducido en un menor rendimiento ante las pruebas instructivas.

BIBLIOGRAFIA

ALDERMAN, G. H.: *The effect of certain kinds of drills exercices on comprehension.* Indiana, Univ. 1923.

BARTON, W.: *Outlining as a study procedure.* Columb. Univ. 1930.

BLUMENFELD, W.: «El arte de aprender. *Nueva Educación.* Lima, año, II, noviembre-diciembre 1946, núm. 6, vol. I, págs. 18-23.

CRAWFORD, C. C.: *Methods of Study.* Univ. Los Angeles. Cal.

DE COSTER, S.: *Une experiencie d'individualisation et de coordination des études.* Bruselas, 1949.

ENCINAS, J. A.: «Cómo se debe estudiar». *Nueva Educación.* Lima, año II, noviembre-diciembre, 1946, núm. 6, vol. I., págs. 3-10.

FERNÁNDEZ HUERTA, J.: «Corrección de hábitos de estudio». *Revista Española de Pedagogía.* Año X, núm. 38. Madrid, abril-junio, 1952, págs. 219-239.

FERNÁNDEZ HUERTA, J.: «Invocación al estudio». *Bordón.* Madrid, 1952, núm. 30, octubre, págs. 265-70.

FURST, B.: *Cómo desarrollar la memoria. Reglas prácticas para aumentar la retentiva y la concentración.* Edit. Gili. Barcelona, 1952. 316 págs.

GARCÍA VILLADAS, Z.: *Cómo se aprende a trabajar científicamente.* Barcelona, 1912. Tipografía Cat. 242 págs.

GERMANE, CH.: «The value of the controlled Summary as a method of studying». *School and Society,* 1920.

GERMANE, CH.: «The value of the corrected Summary as compared with Re-reading, of the same article» *Elem. School Journ.,* 1921.

GERMANE, CH.: «The value of the written paragraph summary». *Journ. Educ. Res,* 1921.

GRAY, W.: *Métodos de enseñanza de la lectura.* UNESCO. París, 1953 y 1957.

GUILLAUME, P.: *La formation des habitudes.* París, 1936.

HAEBERLIN, P.: «La significación del método». *Revista de Educación,* núm. 49. Madrid, octubre 1956.

HERNÁNDEZ RUIZ, S.: *Metodología general de la enseñanza.* Edit. Uteha. Méjico, 1949. 729 págs.

HOLMES, E.: «Reading guided by questions versus careful reading and Re-reading without questions». *School Rev.,* 1931.

JESINGHAUS, C.: *Sobre los métodos para la investigación experimental de la memoria.* Parana (Argentina), 1923. 211 págs.

KORNHAUSER, A. W.: *El arte de aprender a estudiar.* Edit. J. Gil. Barcelona, 1940. 126 págs.

LAUWWERYS, D.: «Definición y finalidad de la lectura de carácter profesional». *Bordón,* octubre 1957, págs. 377-386.

MACE, C. A.: *The Psychology of Study.* London, 1932.

MC CONNEL, T. R., HENRY, L. K. and MORGAN, C.: *Studies in the Psychology of learning.* Iowa. Univ., 1934.

MONROE, W. S.: *Encyclopedia of educational Research.* Nueva York, 1950. 1.750 págs.

MOORE, E. C.: *Minimun course of Study.* Nueva York, 1922.

MURPHY, H. H.: «Distribution of practice periods of learning. *Journ. of Educ. Psych.,* 1916.

PECHSTEIN, L. A.: «Alleged elements of Waste in learning a motor problem by the Part Method». *Journ. of Educ. Psych.,* 1917.

PLANCHARD, E.: *La Pedagogía contemporánea.* Madrid, 1956.

PREVOST, M.: *El arte de aprender.* Colección Austral, núm. 761. Buenos Aires, 1947, 150 págs.

PYLE, W. H.: *Psicología del aprendizaje intelectual y manual.* Imprenta Pueyo. Madrid, 1925. 368 págs.

REED, H. B.: *Psicología de las materias de Primera Enseñanza.* Edit. Uteha. Méjico, 1949.

REEDER, E. H.: *A method of diriting children's study of Geography.* Columbia. Univ., 1925.

SALAZAR ROMERO, C.: *El estudio dirigido: Su teoria, su técnica y su aplicación en el Perú*. Lima, 1948.

SALAZAR ROMERO, C.: «El estudio dirigido». *Nueva Educación*. Lima, mayo-junio 1949, número 21.

SECADAS, F.: «Los retrasos del niño». *Consigna*. Madrid, septiembre 1957, núm. 199.

SECADAS, F.: «¿Sabes estudiar?». *Consigna*. Madrid, diciembre 1957, núm. 202.

SKINNER, CH.: *Psicologia de la educación*. Edit. Uteha. Méjico, 1951. Dos tomos. 884 págs.

TILTON, J. W.: *An Educational Psychology of learning*. Nueva York, 1951.

VAN DER VELDT, J.: «Por qué aprendemos». *Revista Española de Pedagogía*, enero-marzo, 1947, núm. 17.

WEAWER, R.: «Extensive and intensive Methods in History». *Historical Outlook*, 1932.

WHITNEY, F. L.: *Methods in Educational Research*. Nueva York, 1931.

WIREN, G.: «Cómo estudiar para obtener los mejores resultados». *Nueva Educación*. Lima, octubre 1957, núm. 104.

WIREN, G.: «Cómo estudiar para obtener los mejores resultados» *Nueva Educación*. Lima, septiembre 1957, núm. 103.

WOLCOTT, J. D.: *Bibliography of Research Studies in education*. Washington, 1926.

WOODRING, M. N.: *Directing Study of High School pupils*. Columbia. Univ., Nueva York.

WRINKLE, W. L.: «The relative merit of the Whole and the Part Methods in the Teaching of the Social Sciences». *Historical Outlook*, 1931.

YOAKAM, G. A.: *Basal reading instruction*. Nueva York, 1955.

VICTORINO ARROYO DEL CASTILLO.
Profesor de la Universidad de Madrid.