UN INDICE DEL COSTE DE LA EDUCACION ESPAÑOLA

por CARLOS M. FERNÁNDEZ-JARDÓN, JOSÉ L. PINTO y JOSÉ M. PONCE

1. Introducción

El coste de la educación viene enfocado desde distintas parcelas que nos hacen valorar la importancia práctica que su conocimiento conlleva. Por un lado está el interés del Estado, para conocer realmente cómo evolucionan los gastos que dedica a la educación todo el país en su conjunto, cara a tomar las correspondientes decisiones políticas. Es evidente que el nivel de educación influye en la productividad del trabajo, ver por ejemplo, Denison (1964) y es por tanto necesario elaborar una medición de dicho coste que facilite sopesar la influencia que éste tiene en la productividad.

Por otro lado, la teoría del capital humano —Blaug (1976)— nos sugiere que la educación es una inversión en capital humano. Es interesante, en consecuencia, para el consumidor valorar cómo varía el coste real que invierte en educación pues a fin de cuentas se reflejará en su futuro y en el de toda la sociedad.

Una primera idea que podría venírsenos a la mente es considerar el coste total de la educación y ver como ha evolucionado éste, con lo que tendríamos con las debidas transformaciones un índice de dicho gasto. Sin embargo es fácil darse cuenta que en ese coste total influye de manera directa el crecimiento demográfico, que actúa a modo de ponderación, por lo que para eliminar esa influencia, parece más lógico utilizar el gasto por persona. Es entonces cuando empiezan a surgir los problemas, pues dicho coste no es igual en la enseñanza privada y en la estatal, y dentro de éstas es distinto según el nivel de educación. Se plantea en consecuencia un problema clásico de números índices, con la necesidad de optar por alguno de los criterios. Nosotros, siguiendo las indicaciones de Mardia y otros (1979), optaremos por un índice ponderado según sus componentes principales.

revista española de pedagogía
Año XLVI, n.º 179, enero-abril 1988

2 *El índice del coste de la educación*

La historia del problema de los números índices es ya clásica, ver por ejemplo Pena (1975), Clements & Izan (1987), etc., y siempre han surgido como dos líneas básicas de aproximación al problema: una teórica donde se supone que existe una medida ideal del coste y los distintos índices de cada artículo no son más que desviaciones del verdadero valor —Frisch (1936)— y otra práctica basada en los datos observados, tratando de buscar ponderaciones o métodos de agregación que nos midan realmente esa cantidad —Diewert (1981)—. Dentro de la línea teórica Benzecri y col. (1973) y sobre todo Lebart et al. (1985) sugieren un enfoque basado en el método de las componentes principales.

2.1. *Descripción del método*

Consideremos unas variables X_i, $i = 1 \ldots k$, que nos miden el coste por persona en el nivel de educación i, suponiendo que existen en el país k niveles distintos de educación, no necesariamente ordenados [1], y que los hemos observado a lo largo de T años. Sea entonces la matriz

$$X = \begin{matrix} X & \ldots & X \\ X & \ldots & X \end{matrix}$$

donde x_{ti} mide el índice del coste por perona en el año t del nivel i de educación.

El problema lo reduciremos a encontrar una variable

$$Y = \sum_{i=1}^{k} a_i X_i$$

que sea suma ponderada de los índices X_i. Nuestro problema es encontrar dichas ponderaciones.

Existen otra clase de índices que participan de las dos corrientes teórica y práctica, cuyo máximo exponente es el índice Divisia —Clement & Izan (1981)—. No obstante por las características del gasto en educación, pensamos como más conveniente utilizar uno de tipo ponderado, que trate de resumir la influencia de la evolución de todos los gastos. Los de tipo agregativo, fácilmente se reducen a los de tipo ponderado, ver por ejemplo Martín Guzmán y otros (1987), por lo que no los mencionamos.

Rao (1971) propone las condiciones que debe cumplir la primera componente principal, en el caso de variables biológicas que miden dimensiones para que se pueda interpretar como una medida del crecimiento. Esta misma idea es recogida en problemas de biometría por diversos autores —Cuadras (1981)—. Si consideramos que el gasto en educación es similar a un organismo vivo y tratamos de medir su crecimiento, al hallar la primera componente principal de las variables que lo componen según los distintos niveles, y encontramos que verifica las condiciones de Rao, podemos interpretarla como una medida de dicho crecimiento. Esta es en esencia la línea de nuestro argumento. Aunque a priori no podemos asegurar la verificación de dicha propiedad, sí con los datos reales vemos que la cumple, entonces eligiremos ésta como posible índice del crecimiento.

Vamos a utilizar la matriz de covarianzas como matriz de factorización, ya que al estar todos los índices medidos en la misma base, no necesitamos tipificar y sin embargo recogeremos toda la variabilidad conjunta. Será ese comportamiento común el que haga variar las ponderaciones.

Sea D = I — 1 1 '/T donde I es la matriz identidad y 1 es un vector columna con todo unos, la matriz de covarianzas V vendrá dada por V = X'D 'D X.

Sea $\lambda_1,\ldots,\lambda_k$ los autovalores de V y sea P = $(p_1 \ldots p_k)$ la matriz de autovectores correspondiente, entonces la primera componente principal viene dada por

$$Y = \sum_{i=1}^{n} p_{li} X_l$$

Para que se mueva en la escala de los números índices y su base coincida con la de todos los demás índices consideraremos las ponderaciones de forma que su suma sea 1 por tanto si $\alpha = \sum_{i=1}^{k} p_{li}$,

definimos $w_l = \alpha p_{li}$ y en consecuencia el índice de gasto de la educación IGE vendrá dado por

$$IGE = w'.X = \sum_{i=1}^{k} w_i X_i$$

2.2. Propiedades

Deduciendo de las propiedades de la primera componente principal es fácil comprobar que $cov(IGE,X) = w'\lambda_1$, $var(IGE) = \alpha^2\lambda_1$ y por tanto la correlación será $p_{1i}\ \lambda_1^{1/2}$, dándonos además la dirección de máxima variabilidad.

Consecuencia de la suposición del vector de crecimiento de que todas las w_i son positivas, se deduce que las correlaciones también lo son y en consecuencia al aumentar alguna de las variables también lo hace dicho índice.

Además, fruto también de las propiedades de la primera componente principal, geométricamente nos da el eje sobre el que mejor se representan conjuntamente todos los índices, esto es, la dispersión es máxima, luego IGE nos medirá el eje que mejor mide conjuntamente todos los índices, teniendo en cuenta únicamente sus propiedades geométricas.

La principal limitación radica en el cálculo, pues al ser autoponderado, al añalir una nueva observación habría que rehacer todos los cálculos. Aunque este problema no es esencialmente grave por la capacidad de los grandes ordenadores, sin embargo se podría justificar el mantener las mismas ponderaciones durante varios años con el mismo argumento utilizado para los índices de Laspeyres. Si la observación variase excesivamente las ponderaciones significaría que es un dato anómalo y por tanto no deberíamos tenerlo en cuenta. Si no lo hiciese el mantener las mismas ponderaciones no significaría un grave error y podrían mantenerse éstas durante 4 ó 5 años y recalcular sólo al cabo de ese tiempo.

Por otro lado y considerando otro aspecto del análisis factorial reseñado comúnmente —Harman (1980)— y que apoya nuestras sugerencias, se puede interpretar la variable IGE como el factor común a todos los índices del coste de la educación, siendo la diferencia debida a los factores únicos o características propias de cada nivel. En este sentido el índice definido se liga con el criterio de índice teórico explicitado por diversos autores —Clements & Izan (1987)— ya que cada variable X_i podría expresarse como $X_i = IGE + U_i$, donde IGE representa el índice común o gasto ideal.

3. *Los datos*

Consideramos los datos del gasto por alumno en cuatro niveles de educación que denominaremos respectivamente primaria, media, profesional y superior, a su vez subdivididos en dos sectores, el de enseñanza estatal y el de enseñanza privada.

Debido a la estructura de la enseñanza en España, y a los distintos cambios habidos a lo largo de los últimos años en la legislación educativa, en muchos casos existe una superposición de niveles, por lo que hemos tenido que hacer una tarea previa de depuración de los datos, clasificándolos, en algunos casos de forma subjetiva, lo que puede influir sobre el índice construido y de hecho da lugar a algunos casos anómalos. No obstante, siendo éstos escasos, y adaptándose al modelo preestablecido, pensamos que como un primer paso para posteriores estudios adquiere cierta validez este trabajo.

Los datos sobre alumnos que consideramos están extraídos de la serie que presenta la publicación de la Secretaría General Técnica del Ministerio de Educación, titulada «Datos y cifras de la enseñanza en España 1982» y que comprende los cursos 1925-1926 hasta 1980-1981. También hemos consultado la publicación anual del INE «Estadística de la Enseñanza en España» que si por un lado nos da una información más detallada para cada uno de los cursos, tiene algún inconveniente. Por ejemplo en el curso 59/60 se produce un corte, pues hasta el 63/64 no vuelve a informar sobre la enseñanza primaria, y además rectifica algunos datos que las publicaciones anuales habían incluido en años anteriores. Por este motivo utilizamos directamente la serie de la primera publicación mencionada.

Una vez tomada esta precaución hay que advertir sin embargo, que todavía quedan algunas cifras que no dejan de sorprendernos, como ocurre con los datos de 1955/56, ya que presentan unas cifras bastante elevadas si las comparamos con los cursos próximos. Realmente parece poco creíble que del curso 55/56 al 56/57 se produzca una disminución de 206.000 alumnos en la enseñanza primaria. La causa de estas variaciones la podemos encontrar en la «Estadística de la Enseñanza en España», 1956-57 en donde se nos muestra que la fuente de información para esos años fue distinta: la inspección Central de Enseñanza Primaria frente a las delegaciones Provinciales de Educación Nacional para otros años. Es fácil por tanto concluir que, con el cambio de fuente de información cambiaron los criterios y las variaciones en las cifras no corresponden a una variación real en el número de alumnos. Hemos decidido sustituir estas cifras por otras que reflejaran la tendencia de años anteriores.

También hay que señalar que dentro de la enseñanza media hemos incluido los estudios de Magisterio, por ser estudios de nivel medio —se accedía a ellos desde la enseñanza primaria— y no tener naturaleza de estudios profesionales o técnicos. Naturalmente con la ley General de Educación de 1970 estos estudios dejan de estar en el nivel medio para pasar al superior.

En la enseñanza profesional comprendemos desde el grupo denominado «Oficiales y Maestros» hasta las Enseñanzas Varias, mientras que la enseñanza técnica engloba las escuelas de Comercio, las escuelas técnicas de grado medio y la técnica sanitaria.

En el nivel superior siempre han estado incluidos los alumnos de las Facultades y de las Escuelas Técnicas Superiores. La única variación importntae que ha habido se debe a la ley General de Educación de 1970.

La solución lógica sería incluir a los alumnos de las Escuelas Universitarias en la enseñanza superior a partir de ese año, sin embargo esto produce grandes cortes en la serie de gastos por alumno, por lo que para evitarlo, mantenemos los criterios utilizados hasta ese año de incluir los alumnos de estas escuelas en los niveles medio y profesional.

Observando la serie de gastos se ve una excesiva variación de unos años a otros. Pensamos que esto es debido a la forma de contabilizarlo, por lo qu para suavizar algo la serie, calculamos las medias móviles de período 3 y trabajamos con ellas a partir de este momento, en todos los casos en los que interviene el gasto.

A partir de estos datos calculamos las series del gasto por alumno en cada uno de los niveles expuestos refiriéndose tanto a la enseñanza estatal como a la privada.

4. *Evolución del coste por alumno en España*

Vamos a construir a partir de los datos índices ya comentados (tabla 1) un índice del gasto por alumno ponderado, para lo cual seguiremos la metodología expuesta en el apartado 2.1.

4.1. *El índice*

Realizamos inicialmente un análisis de componentes principales sobre los 8 índicse expuestos en la tabla 1 y nos quedamos con la primera componente. Calculamos la función de dicha componente respecto a los índices condicionando a que la suma de las ponderaciones valga 1, obteniendo los siguientes coeficientes:

0'198098	0'178007	0'134076	0'070859
0'229170	0'086027	0'036185	0'067568

de lo que deducimos que la mayor aportación es la del gasto en enseñanza media del sector estatal con un 22'19 %, seguida de la enseñanza primaria en dicho sector con el 19'08 % y en profesional con el 17'80 %, terminando en último lugar la enseñanza media del sector privado con el 3'62 %.

La evolución de este índice viene recogida en el gráfico 5 con una tendencia cada vez más creciente siendo prácticmaente estacionaria en los años 60. La tabla 3 nos muestra los datos de dicho índice, también con base en 1970.

4.2. Modelo de evolución

Con la finalidad de explicar las causas de esa evolución, vamos a tratar de consumir un modelo que explicite en cierta forma las influencias a lo largo del tiempo.

El hecho de observar un aumento creciente del coste, nos hace sospechar en un desarrollo exponencial, por lo que nos interesa estudiar su tasa de crecimiento. Para ello tomamos logaritmos de la serie original (gráfico 1) $Z_t = \ln Y_t$, donde Y_t representa el IGE en el período t. Observamos dicha gráfica (gráfico 2) y vemos una clara tendencia creciente por lo que diferenciamos la serie —Box & Jenkins (1976) y representamos la serie diferenciada (gráfico 3), que directamente nos dará una medida de la tasa de crecimiento. Sea $\Delta Z_t = Z_t\text{-}Z_{t-1}$ en la que aún se observa una cierta tendencia creciente.

Para calcular dicha tendencia regresamos esa variable respecto al tiempo obteniendo a partir de los resultados de la tabla 2 la ecuación

$$\Delta Z_t = 0'024 + 0'003\ t + u_t$$

Los coeficientes apenas son significativos estadísticamente, especialmente el de la constante, pues el de la pendiente lo es al 5 %, y como modelo inicial lo consideraremos válido, observados que los residuales no influyen sobre los coeficientes de forma significativa.

Representamos los residuales u_t para ver a qué modelo se ajustan y si verifican las hipótesis de normalidad e independencia, y observamos que existe una cierta influencia estacionaria de período 3, lo que nos lleva a conjeturar que cada tres años existe un nuevo incremento de la tasa de crecimiento de los gastos cuyo parámetro es 0'689 (gráficos 4 y 5). En los nuevos residuales vemos que aunque verifican las hipótesis de independencia se crea una cierta tendencia creciente, si bien no es significativa. Debido a esto y a la poca significación de la constante, vamos a imponerle al modelo previo que dicha constante sea nula. Los resultados pueden observarse en la tabla 3, y al mirar los residuales si bien verifican las hipótesis de independencia (no existencia de autocorrelación, pues el estadístico Durwin-Watson es próximo a 2) y normalidad, existe uno de las observaciones cuya influencia sobre el modelo es excesiva y posiblemente sea un valor anómalo.

La tasa de crecimiento observada es ahora del 0'4 % t, ligeramente mayor que antes y sobre todo mucho más significativa estadísticamente que la anterior. Podemos entonces decir que el coste por alumno durante los años estudiados está continuamente creciendo, donde la tasa de crecimiento depende del tiempo y aumenta con éste, lo que nos lleva a sospechar que este crecimiento explosivo se puede cortar de forma brusca; en cierta forma esto ya se observa en la enseñanza superior en los últimos años.

Además los residuales (gráfico 6) se adaptan mucho mejor a las hipótesis gaussianas, sin necesidad de modelar un nuevo proceso temporal. Es por lo que nos parece más útil este último.

5. *Conclusiones*

Hemos establecido una metodología para definir un índice del gasto por alumno en España.

A partir de él construimos dos modelos de la evolución del índice de gastos por alumno anteriormente citado. En el primero suponemos que existe una constante distinta de cero y se observa que la variación de la tasa de crecimiento de dicho índice es aproximadamente del 0'3 % t, en el segundo suponemos que la constante es nula y la tasa de crecimiento de dicho índice se cifra en valores muy similares, aproximadamente del 0'4 % t, donde t indica el momento de tiempo considerado empezando a contar a partir del año 1954. Esto nos lleva a concluir que ha habido un aumento creciente de los gastos de educación por alumno, aumento que sin embargo no parece haber repercutido en la calidad de la enseñanza.

TABLA 1

Tiempo	GASTO PUBLICA Primaria	Media	Profesional	Superior	GASTO PRIVADA Primaria	Media	Profesional	Superior
1954	47'140	54'613	35'716	72'490	42'745	57'412	33'818	32'378
1955	43'478	49'099	35'862	68'452	44'882	62'196	37'792	33'898
1956	45'263	52'757	35'644	62'561	45'726	66'992	38'814	33'549
1957	46'087	53'712	36'472	64'725	46'682	71'249	42'460	35'697
1958	47'918	52'068	35'295	60'259	51'687	80'560	47'638	38'310
1959	48'192	47'879	32'752	66'556	56'862	91'462	55'848	46'985
1960	49'153	43'001	31'415	66'013	60'517	93'132	61'424	49'159
1916	53'272	58'059	36'167	76'362	62'767	96'314	67'045	52'038
1962	54'783	66'437	39'247	86'495	65'073	94'824	72'905	57'368
1963	58'581	86'214	50'756	97'163	68'673	94'958	79'003	66'328
1964	60'366	77'253	66'042	89'108	71'991	93'916	82'819	68'748
1965	67'872	80'912	84'176	83'448	74'972	93'412	84'159	72'907
1966	72'906	74'814	86'123	84'005	77'165	96'717	84'874	
1967	81'648	100'530	95'437	85'417	78'009	94'700	81'581	75'540
1968	87'048	101'803	107'948	94'398	82'846	98'073	88'326	84'772
1969	92'494	105'461	109'808	97'337	89'876	93'938	91'574	90'290
1970	100'000	100'000	100'000	100'000	100'000	100'000	100'000	100'000
1971	109'840	126'617	100'363	109'047	109'618	105'479	105'451	102'782
1972	116'751	169'989	105'362	113'375	111'586	107'922	104'985	107'077
1973	128'741	190'191	129'425	113'766	116'310	107'305	107'938	108'416
1974	146'728	206'363	150'087	109'192	126'490	109'535	105'803	108'940
1975	163'387	195'546	184'874	113'483	136'895	105'613	111'526	112'356
1976	191'030	216'861	196'396	113'570	143'588	111'877	110'413	104'263
1977	218'627	218'346	201'279	129'818	151'237	110'846	112'957	104'884
1978	240'732	235'101	204'708	164'153	169'179	105'401	115'966	109'445
1979	253'272	283'669	195'132	176'855	194'432	119'216	114'797	108'449
1980	265'812	331'654	219'994	166'389	218'560	116'347	129'980	90'128

TABLA 2

Tiempo	Indice
1954	46.841
1955	45.374
1956	46.356
1957	47.757
1958	48.701
1959	50.141
1960	50.021
1961	57.034
1962	61.704
1963	71.480
1964	72.649
1965	78.473
1966	79.174
1967	88.321
1968	94.554
1969	98.452
1970	100.000
1971	110.954
1972	124.134
1973	136.367
1974	148.251
1975	157.523
1976	170.440
1977	179.725
1978	194.238
1979	210.976
1980	230.951

TABLA 3

DEP VAR: DIF N: 26 MULTIPLE R: .445 SQUARED MULTIPLE R: .198
ADJUSTED SQUARED MULTIPLE R: .165
STANDARD ERROR OF ESTIMATE: 0.040

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	STD COEF	TOLERANCE	T	P(2 TAIL)
Constant	0.024	0.017	0.000	1.0000000	1.410	0.171
Tiempo	0.003	0.001	0.445	1.0000000	2.434	0.023

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	SUM-OF-SQUARES	DF	MEAN-SQUARE	F-RATIO	P
Regression	0.010	1	0.010	5.925	0.023
Residual	0.039	24	0.002		

DURBIN-WATSON D STATISTIC 2.009
FIRST ORDER AUTOCORRELACION —.053

TABLA 4

DEP VAR: DIF N: 26 MULTIPLE R: .844 SQUARED MULTIPLE R: .712
ADJUSTED SQUARED MULTIPLE R: .712
STANDARD ERROR OF ESTIMATE: 0.041

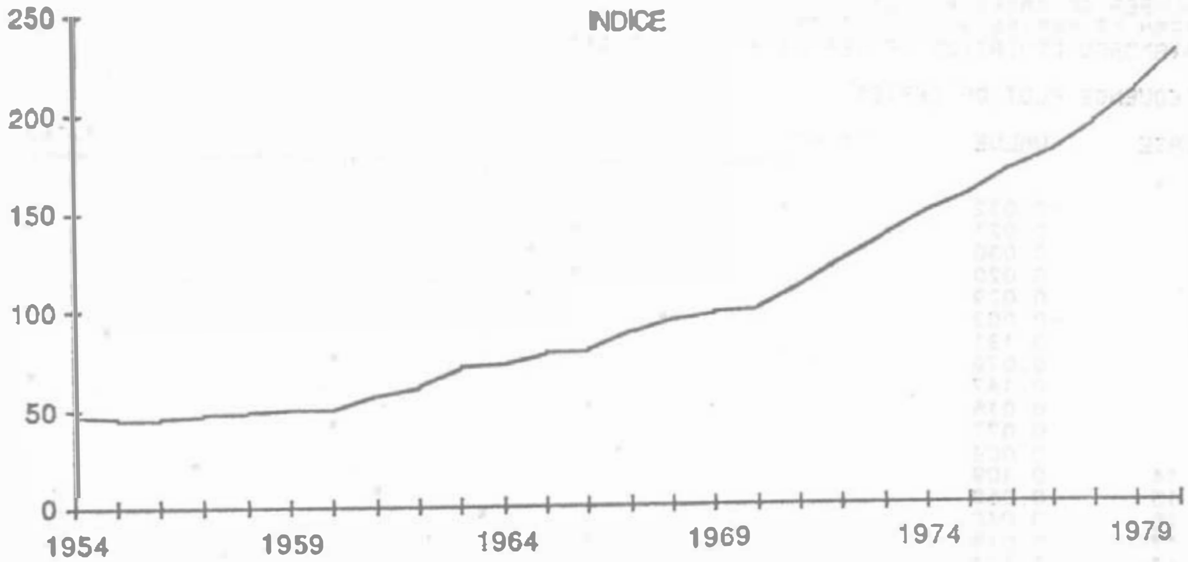
VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	STD COEF	TOLERANCE	T	P(2 TAIL)
Tiempo	0.004	0.000	0.844	1.0000000	7.870	0.000

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	SUM-OF-SQUARES	DF	MEAN-SQUARE	F-RATIO	P
Regression	0.104	1	0.104	61.935	0.000
Residual	0.042	25	0.002		

WARNING: CASE 9 IS AN OUTLIER (STUDENTIZED RESIDUAL = 3.075)

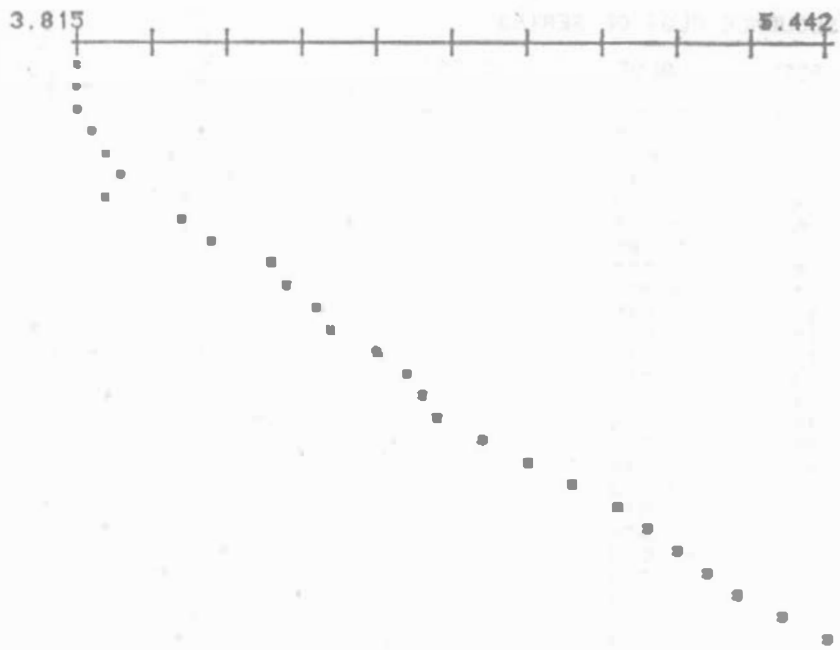
DURBIN-WATSON D STATISTIC 1.852
FIRST ORDER AUTOCORRELATION .053




```
PLOT OF   INDICE
NUMBER OF CASES =   27
MEAN OF SERIES =        4.506
STANDARD DEVIATION OF SERIES =         0.519

SEQUENCE PLOT OF SERIES
```

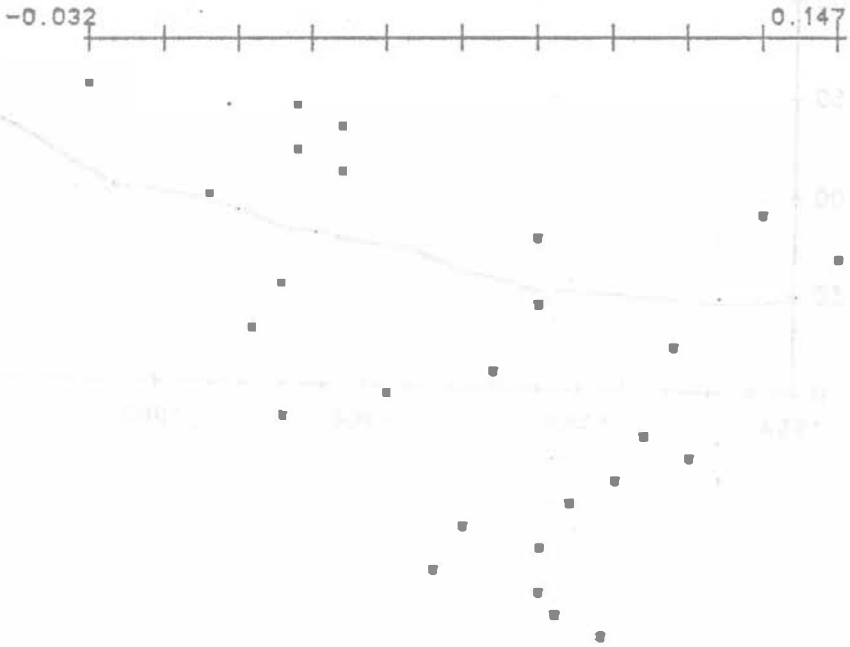
CASE	VALUE
1	3.847
2	3.815
3	3.836
4	3.866
5	3.886
6	3.915
7	3.912
8	4.044
9	4.122
10	4.269
11	4.286
12	4.363
13	4.372
14	4.481
15	4.549
16	4.590
17	4.605
18	4.709
19	4.821
20	4.915
21	4.999
22	5.060
23	5.138
24	5.191
25	5.269
26	5.352
27	5.442



PLOT OF INDICE
NUMBER OF CASES = 26
MEAN OF SERIES = 0.061
STANDARD DEVIATION OF SERIES = 0.043

SEQUENCE PLOT OF SERIES

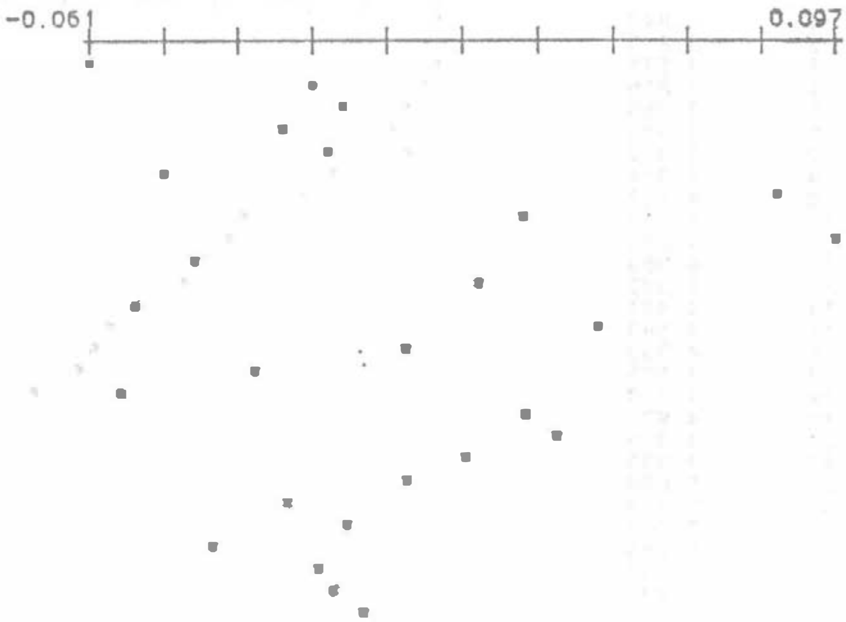
CASE	VALUE
1	.
2	-0.032
3	0.021
4	0.030
5	0.020
6	0.029
7	-0.002
8	0.131
9	0.079
10	0.147
11	0.016
12	0.077
13	0.009
14	0.109
15	0.068
16	0.040
17	0.016
18	0.104
19	0.112
20	0.094
21	0.084
22	0.061
23	0.079
24	0.053
25	0.078
26	0.083
27	0.090



PLOT OF ERROR
NUMBER OF CASES = 26
MEAN OF SERIES = -0.000
STANDARD DEVIATION OF SERIES = 0.039

SEQUENCE PLOT OF SERIES

CASE	VALUE
1	-0.061
2	-0.010
3	-0.005
4	-0.017
5	-0.010
6	-0.045
7	0.086
8	0.031
9	0.097
10	-0.036
11	0.022
12	-0.049
13	0.049
14	0.006
15	-0.025
16	-0.052
17	0.034
18	0.039
19	0.019
20	0.006
21	-0.020
22	-0.004
23	-0.033
24	-0.011
25	-0.008
26	-0.003



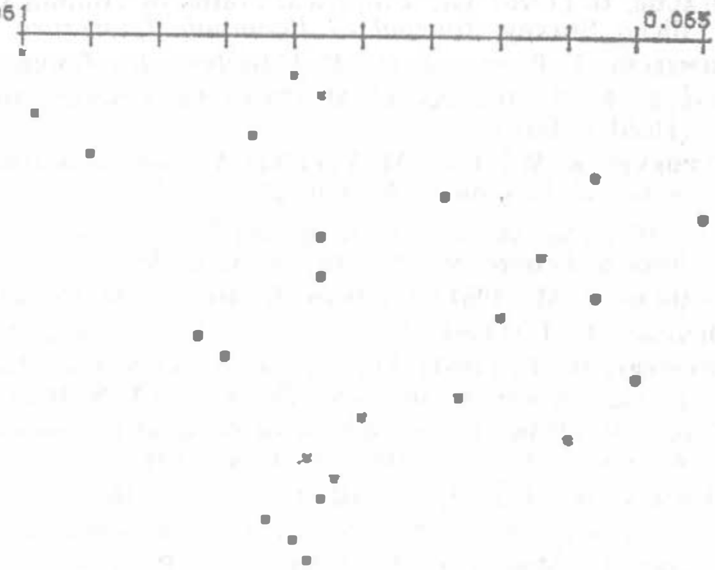
ESTIMATED COEFFICIENTS

INDEX	TYPE	ESTIMATE	STANDARD ERROR
1	SMA	0.673	0.145

PLOT OF RESIDUAL
NUMBER OF CASES = 26
MEAN OF SERIES = 0.002
STANDARD DEVIATION OF SERIES = 0.033

SEQUENCE PLOT OF SERIES

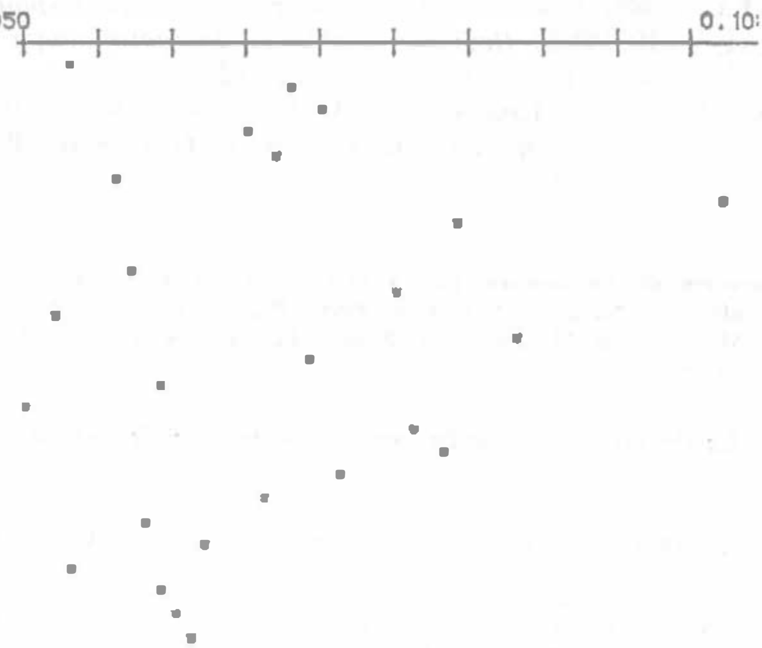
CASE	VALUE
1	-0.061
2	-0.010
3	-0.005
4	-0.059
5	-0.018
6	-0.048
7	0.047
8	0.020
9	0.065
10	-0.005
11	0.035
12	-0.005
13	0.046
14	0.029
15	-0.028
16	-0.021
17	0.053
18	0.020
19	0.004
20	0.041
21	-0.006
22	-0.001
23	-0.005
24	-0.015
25	-0.009
26	-0.006



PLOT OF ERROR
NUMBER OF CASES = 26
MEAN OF SERIES = 0.005
STANDARD DEVIATION OF SERIES = 0.040

SEQUENCE PLOT OF SERIES

CASE	VALUE
1	-0.040
2	0.010
3	0.014
4	0.000
5	0.006
6	-0.030
7	0.100
8	0.044
9	0.108
10	-0.026
11	0.031
12	-0.042
13	0.055
14	0.010
15	-0.022
16	-0.050
17	0.034
18	0.039
19	0.016
20	0.002
21	-0.025
22	-0.010
23	-0.040
24	-0.019
25	-0.018
26	-0.014



NOTA

[1] En el caso de España, por ejemplo, es difícil medir la prioridad entre enseñanzas medias y enseñanzas profesionales.

BIBLIOGRAFIA

BLAUGH, B. (1976) The Empirical status of Human Capital Theory: A Slightly Jaundiced Survey, *Journal of Economic Literature*, n. 14, september.

BENZECRI, J. P. et col. (1973) *L'Analyse des Données* (Dunod).

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. (1976) *Time Series Analysis: Forecasting and Control* (Holden Day).

CLEMENTS, K. W.; IZAN, H. Y. (1981) A Note estimating Divisia Index Numbers, *International Economic Review* 22, 745-747.

— (1987) The Measurement of inflaction: A stochastic Approach, *Journal of Business & Economic Statistics* v. 5, 339-350.

CUADRAS, C. M. (1981) *Técnicas de Análisis Multivariante* (Eunibar).

DENISON, E. F. (1964) *Factor residuel et le progrés économique* (París, OCDE).

DIEWERT, W. E. (1981) The Economic Theory of Index Numbers. A survey, *Essays in the theory of Consumer Behavior* (A. S. Deaton, ed., Cambridge Univ. Press.).

FRISCH, R. (1936) Annual survey of General Economic Theory: The problem of Index *Numbers, Econometrica* v. 4, pp. 1-38.

HARMAN, H. H. (1980) *Análisis Factorial Moderno* (Saltés).

I.N.E. (varios años) *Estadística de la Enseñanza en España* (Madrid).

LEBART, L., MORINEAU, A.; FENELON, J. P. (1985) *Tratamiento Estadístico de Datos* (Marcombo).

MARDIA, K. V.; KENT, J. P.; BIBBY, J. M. (1979) *Multivariate Analysis* (Academic Press).

MARTÍN GUZMÁN, MARTÍN PLIEGO y col. (1987) *Curso Básico de Estadística Económica (AC).*

M.E.C. (1982) *Datos y cifras de la enseñanza en España* (Madrid).

PENA, J. B. (1975) *Revisión crítica de la metodología de los índices económicos*, Estadística Española, n. 66-67, pp. 1-21.

RAO, C. R. (1971) Taxonomy in Anthropology, *Mathematics in the Archaelogical and Historical Sciences* (F. R. HODSON, D. G. GENDALL P. TAUTU eds. Edimburg University Press).

Dirección de los autores: Carlos M.ª Fernández-Jardón, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Navarra. José Luis Pinto Prades, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Murcia. José Miguel Ponce Núñez, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Alcalá de Henares.

Fecha de recepción de la versión definitiva de este artículo: 1-VI-1988.

SUMMARY: A COST OF EDUCATION INDEX FOR SPAIN.

The methodology for the construction of an index of the educational expense per person in Spain during the last decades, which is exposed in this article, is based on the study of the principal components.

From data provided by different sources and previously cleansed, we construct the index.

Next, we seek for a mathematical model which is fit for their behaviour during those years. As a result, we conclude that the growth of expenses has followed an exponential-lineal tendency, with an approximate growth accumulated rate of 0'4 %.

KEY WORDS: Educational expense. Index. Temporal evolution.