

PROPUESTA DE MEJORA DEL ÍNDICE AGREGADO DE IMPACTO. APLICACIÓN A LA VALORACIÓN DE SEXENIOS DE INVESTIGACIÓN

Francisco Javier Ortega Irizo*

Resumen: El comité asesor del área de Ciencias Económicas y Empresariales de la CNEAI valora las revistas que aparecen en el JCR en base a un índice de impacto agregado, que multiplica el Factor de Impacto por el «Cited Half Life» o Mediana de la antigüedad de las citas recibidas por cada revista. En la base de datos JCR las citas de antigüedad superior a 10 años aparecen agregadas, por lo tanto, cuando estas citas constituyen más del 50% del total no podemos calcular la mediana. El comité toma, en estos casos, 9,9 como valor de la mediana. Nosotros proponemos obtener una estimación de la misma previo ajuste de un modelo Weibull en presencia de datos censurados; como consecuencia, es posible valorar con mayor precisión aquellas revistas cuyo proceso de envejecimiento es muy lento.

Palabras clave: factor de impacto, mediana, modelo Weibull, datos censurados.

Abstracts: The advisory committee of the area of Economic and Management Sciences of the CNEAI values the journals that appear in the JCR on the basis of an aggregate index of impact that multiplies the Impact Factor by the Cited Half Life or Median of the citation age data of each journal. In the database JCR the cites older than 10 years are aggregated, therefore when these cites constitute more than 50% of the total we cannot calculate the median. The committee takes in these cases 9.9 as value for the median. We propose to obtain an estimation of it fitting previously a Weibull model in the presence of censored data. As a consequence, it is possible to value the journals with a very slow ageing more precisely.

Keywords: impact factor, median, Weibull model, censored data.

Introducción

La Comisión Nacional de Evaluación de la Actividad Investigadora (CNEAI) es el organismo encargado de valorar la producción científica de los investigadores españoles y de atender o denegar las peticiones individuales de concesión de sexenios de investigación. El Comité Asesor nº 8 corresponde al área de Ciencias Económicas y Empresariales. En un informe de este comité, titulado «INFORME QUE REMITE EL PRESIDENTE DEL COMITÉ AL COORDINADOR GENERAL DE LA CNEAI SOBRE LOS CRITERIOS UTILIZADOS, EN LA EVALUACIÓN DEL 2001 (CONVOCATORIA 2000) Y ANTERIORES», se exponen con detalle los criterios aplicables para llevar a cabo la valoración de los investigado-

* Departamento de Economía Aplicada I. Universidad de Sevilla. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Correo-e: fjortega@us.es

Recibido: Primera versión: 18-11-02; 2.^a versión: 3-7-03.

res de este área (1). En el apartado de valoración de las revistas que aparecen en el *Journal of Citation Reports (JCR)*, se utiliza un indicador que pensamos puede ser mejorado «sin demasiado esfuerzo», lo cual constituye nuestro objetivo principal.

El indicador utilizado (que se describirá con mayor detalle en la sección 2) multiplica el factor de impacto (FI) (2, 3) por la mediana (Me) de la distribución de la variable T que mide la antigüedad de las citas recibidas por una determinada revista (2). En la base de datos *JCR*, los datos de esta variable aparecen censurados a la derecha de 10, ya que las citas con 10 o más años de antigüedad aparecen todas agregadas (2), con lo que para dichas citas lo único que conocemos es que su antigüedad es «superior a 10». Cuando el porcentaje de datos censurados es superior al 50%, no podemos obtener una estimación descriptiva de la mediana, por lo que en el citado informe se opta por asignar a todas estas revistas una mediana igual a 9,9 años, con independencia de cuáles sean los datos de la variable T. Esta situación lleva a que pequeñas diferencias en el FI o en la mediana para valores menores que 10 resulten decisivas en la puntuación final, mientras que grandes diferencias en la mediana (para valores mayores que 10) no sean tenidas en cuenta. Por ejemplo, supongamos que dos revistas R_1 y R_2 tienen igual FI, por ejemplo 2; si $Me_1=5$ años y $Me_2=6$ años, los indicadores resultantes serían $A_1=10$ y $A_2=12$; por el contrario, si $Me_1=10,1$ años y $Me_2=15$ años, los indicadores serían $A_1=A_2=2 \times 9,9=19,8$.

Para superar esta dificultad, existen dos caminos principales. El primero de ellos consiste en completar la base de datos eliminando la censura (4); puesto que esta vía puede resultar dificultosa, la solución alternativa consiste en buscar algún procedimiento que nos permita estimar la mediana en presencia de datos censurados. Evidentemente, con porcentajes de datos censurados superiores al 50%, cualquier proceso de estimación tendrá dificultades, pero siempre será mejor que asignar directamente el valor 9,9 a todas las revistas.

A partir de aquí, en la sección 2 describiremos el indicador y el sistema de clasificación utilizado por el comité evaluador, en la sección 3 se explicará el proceso de estimación seguido así como la idoneidad del modelo utilizado, en la sección 4 ofreceremos los resultados obtenidos, comparando la clasificación obtenida con la mediana estimada y la que ofrece el comité de la CNEAI en su informe, y, por último, en la sección 5 recogemos las conclusiones principales.

2 Descripción del indicador utilizado por la CNEAI

En el informe del Comité asesor nº 8, las revistas que aparecen en el *JCR*, son evaluadas según un 'índice agregado de impacto' propuesto en (5). Dicho índice se define como:

$$A_j = FI_j \times Me_j$$

donde FI_j y Me_j representan, respectivamente, el factor de impacto y la mediana correspondiente a la revista j -ésima.

En este procedimiento, se acepta que, para medir la relevancia de las revistas, una buena estrategia consiste en combinar el impacto a corto plazo de las publicaciones con la «durabilidad» de las mismas, idea defendida por otros autores (2, 6). La elección de multiplicar ambas cantidades se efectúa en base al criterio de que «cambios en las unidades relativas de FI_j con respecto a Me_j modifican las magnitudes, pero nunca la orde-

nación» (5). Hemos de aclarar que el autor utiliza las notaciones I_j en lugar de FI_j y C_j en lugar de Me_j . Otra solución a este problema podría consistir en tipificar los datos de FI y de Me , una vez establecido el conjunto de revistas a analizar (2), con lo que los datos pasan a ser adimensionales y desaparece la necesidad de cambiar las unidades para hacer las magnitudes comparables. También podríamos plantearnos la conveniencia de utilizar percentiles más altos de la distribución (como P_{75} o P_{90}) como medida de la durabilidad de los trabajos (2).

Una vez calculados los indicadores, se procede a dividir la ordenación resultante en 4 categorías definidas por:

- Grupo 1: Revistas correspondientes al 10% superior del ranking.
- Grupo 2: Revistas correspondientes al 30% siguiente del ranking (percentiles 60 a 90).
- Grupo 3: Revistas correspondientes al 30% siguiente del ranking (percentiles 30 a 60).
- Grupo 4: Resto de revistas del ranking.

Con respecto al problema que representan los datos censurados, el autor se limita a decir que «En este producto el indicador Me_j está acotado por el número 10 (es decir, admitimos un valor del “cited half life” que alcanza como máximo los diez años)» (5).

Una vez evaluadas las revistas de la base de datos «Social Sciences Edition» (SSE) del *JCR* con los datos correspondientes a 1999, los cuatro grupos formados se corresponden con revistas de puntuación superior a 11 (grupo 1), entre 4,5 y 11 (grupo 2), entre 2 y 4,5 (grupo 3) y con menos de 2 puntos (grupo 4). En las tablas I.A y I.B, ofrecemos las revistas del grupo 1 junto con las primeras 30 revistas del grupo 2, según la clasificación anterior. En negrita, aparecen aquellas revistas con porcentaje de censura superior al 50%, a las que se ha asignado el valor 9,9 para su mediana. Hagamos notar que la revista *Rev Educ Res* aparece con mediana igual a 10, puesto que es ésta su estimación descriptiva, ya que su porcentaje de datos censurados es prácticamente igual al 50% (concretamente, 49,84%), lo cual constituye una contradicción, ya que a esta revista se le asigna una mediana superior a todas las revistas cuya mediana sabemos que es estrictamente mayor que 10 (recordemos que en el *JCR*, en el apartado de la mediana, la respuesta que se ofrece es «>10» y no 9,9). Asimismo, la mediana de la revista *Econ Dev Cult Change* es 9,9, pero dicho valor es su estimación descriptiva, ya que el porcentaje de datos censurados en este caso es de 49,35%.

3 Estimación de la mediana a través del modelo Weibull

Como indicamos en la introducción, una censura a la derecha en los datos de antigüedad superior al 50% no permite la estimación descriptiva de la mediana, pero no impide que podamos llevar a cabo una estimación basada en algún modelo probabilístico para los datos. Un modelo, bastante utilizado hasta ahora para ajustar la antigüedad de las citas en las revistas científicas, ha sido el Log-Normal (7,8); otro modelo que se muestra también adecuado para nuestra situación es el Weibull (2,9); este modelo, que será el que utilizaremos en nuestro trabajo, se muestra especialmente adecuado para el

Tabla I.A
Grupo 1: Índice de impacto agregado A>11

<i>Posición</i>	<i>Revistas</i>	<i>Factor de impacto</i>	<i>Mediana</i>	<i>Índice de impacto</i>
1	J ECON LIT	5,930	7,2	42,6960
2	NBER MACROECON ANN	5,000	8,3	41,5000
3	ACAD MANAGE REV	4,391	9,1	39,9581
4	Q J ECON	4,321	9,0	38,8890
5	MILBANK Q	3,432	9,9	33,9768
6	REV EDUC RES	3,030	10	30,3000
7	J POLIT ECON	2,591	9,9	25,6509
8	J MARKETING RES	2,577	9,9	25,5123
9	INT ORGAN	3,418	7,3	24,9514
10	J MARKETING	2,554	9,6	24,5184
11	J CONSUM RES	2,475	9,9	24,5025
12	J FINANC	2,646	8,7	23,0202
13	ANN ASSOC AM GEOGR	2,218	9,9	21,9582
14	ECONOMETRICA	2,206	9,9	21,8394
15	POPUL BULL	2,889	7,3	21,0897
16	ACAD MANAGE J	2,551	8,1	20,6631
17	J ECON PERSPECT	3,702	5,4	19,9908
18	AM ECON REV	1,770	9,9	17,5230
19	STRATEGIC MANAGE J	2,146	7,9	16,9534
20	J FINANC ECON	1,705	9,9	16,8795
21	J HEALTH ECON	2,365	6,9	16,3185
22	REV ECON STUD	1,597	9,9	15,8103
23	HARVARD BUS REV	1,588	9,8	15,5624
24	DEMOGRAPHY	1,582	8,7	13,7634
25	T I BRIT GEOGR	1,855	7,2	13,3560
26	ECON J	1,317	9,9	13,0383
27	J INT ECON	1,391	9,2	12,7972
28	J LABOR ECON	1,500	8,5	12,7500
29	ENVIRON PLANN D	2,217	5,7	12,6369
30	J HUM RESOUR	1,373	9,2	12,6316
31	J MANAGE	1,492	8,3	12,3836
32	MARKET SCI	1,378	8,9	12,2642
33	RAND J ECON	1,174	9,6	11,2704

tratamiento de datos con censura (2,10). La función de densidad de este modelo viene dada por:

$$f(t) = \lambda\beta (\lambda t)^{\beta-1} \exp[-(\lambda t)^\beta] \quad t > 0$$

donde los parámetros de escala λ y de forma β son ambos estrictamente positivos (10).

En este epígrafe, vamos a considerar las revistas mostradas en las tablas I.A y I.B, correspondientes al grupo 1 y a las 30 primeras del grupo 2, según la clasificación del comité asesor nº 8 de la CNEAI. Vamos a efectuar una estimación de la mediana para todas aquellas con porcentaje de censura superior al 50% y a las que, por tanto, se les ha asignado un valor de la mediana igual a 9,9. Para el resto de revistas, mantendremos la estimación descriptiva ofrecida en el informe del comité. Con esta modificación, anali-

Tabla I.B
30 primeras revistas del Grupo 2: Índice de impacto agregado 11>A>4,5

<i>Posición</i>	<i>Revistas</i>	<i>Factor de impacto</i>	<i>Mediana</i>	<i>Índice de impacto</i>
34	MANAGE SCI	1,090	9,9	10,7910
35	J MONETARY ECON	1,070	9,9	10,5930
36	SLOAN MANAGE REV	1,246	8,2	10,2172
37	REV FINANC STUD	1,452	7,0	10,1640
38	DEV REV	1,250	8,1	10,1250
39	J LAW ECON	1,000	9,9	9,9000
40	ACCOUNT REV	1,039	9,4	9,7666
41	POPUL DEV REV	1,036	9,4	9,7384
42	GEOGR J	0,977	9,9	9,6723
43	REV ECON STAT	0,973	9,9	9,6327
44	ECON DEV CULT CHANGE	0,97	9,9	9,6030
45	FINANC MANAGE	1,500	6,4	9,6000
46	HEALTH ECON	2,398	4,0	9,5920
47	PROG HUM GEOG	1,983	4,8	9,5184
48	INT ECON REV	0,930	9,9	9,2070
49	GEOGR ANAL	0,953	9,5	9,0535
50	INT MIGR REV	1,230	7,3	8,9790
51	J ACCOUNTING RES	0,900	9,9	8,9100
52	J RISK UNCERTAINTY	1,345	6,6	8,8770
53	J BUS	0,889	9,9	8,8011
54	J MONEY CREDIT BANK	1,057	8,3	8,7731
55	HUM RESOURCE MANAGE	1,477	5,9	8,7143
56	ECON GEOGR	1,277	6,8	8,6836
57	INT MONET FUND S PAP	1,146	7,5	8,5950
58	J MOD HIST	0,867	9,9	8,5833
59	J LAW ECON ORGAN	1,000	8,4	8,4000
60	IND RELAT	1,087	7,7	8,3699
61	J AM HIST	0,965	8,4	8,1060
62	IND LABOR RELAT REV	1,016	7,9	8,0264
63	J ENVIRON ECON MANAG	1,216	6,6	8,0256

zaremos cómo afectaría a la ordenación de las revistas la introducción de este nuevo proceso de obtener las medianas de las distribuciones.

El ajuste del modelo a partir del cual obtenemos la mediana, lo hemos llevado a cabo utilizando los mismos datos que se consideraron para elaborar el informe, es decir, la base de datos SSE del *JCR* del año 1999. Sobre todo para algunas revistas, el tener en cuenta sólo un año provoca que el número de datos sea menor de lo deseable para poder ajustar un modelo. Incluso, aunque el número de citas en un año sea grande, la consideración de un sólo año puede resultar poco conveniente, ya que una irregularidad en la distribución (un año con un número anormalmente alto o bajo de citas) puede afectar mucho a los parámetros estimados. Desde el punto de vista del ajuste del modelo, sería más adecuado agregar los datos de antigüedad correspondientes a varios años, para aumentar el número de datos y suavizar las posibles irregularidades (2). No obstante, como la estimación descriptiva de la mediana ofrecida en el informe está basada exclusivamente en los datos de 1999, hemos preferido también realizar nuestra estimación basada en el modelo Weibull con los mismos datos. De todas formas, hemos de indicar

que los gráficos basados en la función de supervivencia estimada, que se utilizan para explorar la idoneidad del modelo Weibull (2, 10), siguen mostrando un comportamiento «razonablemente bueno» aún considerando sólo los datos de 1999. En el apéndice, ofrecemos los gráficos de las diez primeras revistas de la clasificación CNEAI con un porcentaje de censura superior al 50%.

Para la obtención de los parámetros del modelo correspondiente a cada revista, hemos utilizado la estimación de máxima verosimilitud que, en definitiva, se reduce a la resolución de una ecuación numérica que puede llevarse a cabo sin ninguna dificultad con el software adecuado. Las ecuaciones a que conduce la estimación máximo verosímil en el modelo Weibull se explican con detalle en (10). A las citas correspondientes a artículos de 1999, 1998, 1997, etc. les hemos asignado antigüedad 0,5, 1,5, 2,5, etc. (2).

Además del análisis gráfico indicado anteriormente, hemos aplicado también el proceso de estimación a las diez primeras revistas de la clasificación con porcentaje de datos censurados inferior al 50%, comparando los valores de las estimaciones descriptivas (que son las que se ofrecen en el informe) con los obtenidos a través del modelo Weibull. Los resultados obtenidos se muestran en la tabla II. Podemos observar que, en general, los errores cometidos son bastante pequeños, en concreto, un error relativo medio para el grupo del 3,7%, lo que vuelve a confirmar que el modelo que utilizamos es adecuado.

Tabla II
Comparación de la Mediana JCR con la estimada a través del modelo Weibull

<i>Posición</i>	<i>Revistas</i>	<i>Mediana JCR</i>	<i>Mediana Weibull</i>	<i>Error relativo (%)</i>
1	J ECON LIT	7,2	7,3	1,4
2	NBER MACROECON ANN	8,3	8,2	1,2
3	ACAD MANAGE REV	9,1	9,4	3,3
4	Q J ECON	9,0	9,8	8,9
6	REV EDUC RES	10,0	10,3	3,0
9	INT ORGAN	7,3	7,6	4,1
10	J MARKETING	9,6	9,8	2,1
12	J FINANC	8,7	9,1	4,6
15	POPUL BULL	7,3	7,4	1,4
16	ACAD MANAGE J	8,1	8,7	7,4

4 Clasificación obtenida tras estimar la mediana

Para todas las revistas consideradas en las tablas I.A y I.B cuyo porcentaje de censura supera el 50% hemos obtenido la estimación máximo verosímil de los parámetros λ y β , así como de la mediana de la distribución. Las medianas, junto con sus errores standars, se muestran en la tabla III. En la misma tabla, ofrecemos los valores del índice obtenido al multiplicar los factores de impacto por las medianas así estimadas para cada revista. Además, hemos incluido una columna en la que aparece el porcentaje acumulado de observaciones correspondiente al año 1990 o, lo que es lo mismo, el porcen-

taje de datos no censurados. Esta columna ya nos debe ofrecer una primera pista acerca de cuál podría ser el verdadero valor de la mediana de la distribución, ya que si este porcentaje es muy cercano al 50%, esto nos indica que la mediana será un valor ligeramente superior a 10; por otra parte, cuanto menor sea el porcentaje de datos no censurados, nos haría falta considerar más años para alcanzar el 50%, y por tanto mayor sería el valor de la mediana, aunque sí es importante destacar que la estimación depende de toda la distribución y no sólo de cuál sea el último porcentaje acumulado. Por otra parte, cuanto mayor sea el porcentaje de censura en los datos, mayores serán los errores standards de las estimaciones, dada la incertidumbre inherente a la censura; otro factor que afectará en este sentido es el número total de citas (censuradas o no) recibidas por la revista, ya que, en general, cuanto mayor sea el número de observaciones, menores serán los errores standards.

Tabla III
Mediana estimada y nuevo índice agregado

<i>Revistas</i>	<i>FI</i>	<i>% Datos no censurados</i>	<i>Me</i>	<i>ES(Me)</i>	<i>Índice de Impacto</i>
AM ECON REV	1,770	43,34	11,7	0,1382	20,7090
ANN ASSOC AM GEOGR	2,218	47,46	10,9	0,4007	24,1762
ECON J	1,317	45,61	11,3	0,2788	14,8821
ECONOMETRICA	2,206	24,65	17,5	0,3789	38,6050
GEOGR J	0,977	34,57	16,2	1,8102	15,8274
INT ECON REV	0,930	36,05	14,5	0,8252	13,4850
J ACCOUNTING RES	0,900	48,13	10,7	0,3741	9,6300
J BUS	0,889	25,02	18,5	1,3286	16,4465
J CONSUM RES	2,475	42,65	11,7	0,2467	28,9575
J FINANC ECON	1,705	37,14	13,6	0,4606	23,1880
J LAW ECON	1,000	26,20	18,0	0,9832	18,0000
J MARKETING RES	2,577	39,66	12,6	0,2994	32,4702
J MOD HIST	0,867	41,20	12,6	1,4471	10,9242
J MONETARY ECON	1,070	47,74	10,7	0,2289	11,4490
J POLIT ECON	2,591	35,10	13,4	0,1937	34,7194
MANAGE SCI	1,090	37,17	13,2	0,2347	14,3880
MILBANK Q	3,432	48,90	10,5	0,3522	36,0360
REV ECON STAT	0,973	38,67	13,0	0,3120	12,6490
REV ECON STUD	1,597	37,59	13,2	0,3648	21,0804

Para poder apreciar el efecto que conlleva la estimación de la mediana, procedemos a comparar las ordenaciones obtenidas con cada uno de los procedimientos (el propuesto por el comité asesor y el propuesto en este trabajo). Las dos clasificaciones juntas pueden verse en la tabla IV: en primer lugar (grupos 1.A y 2.A) aparece la clasificación de la CNEAI y a la derecha (grupos 1.B y 2.B) el orden obtenido tras estimar la mediana para aquellas revistas con porcentaje de censura superior al 50% (que son las que aparecen resaltadas en negrita). En esta tabla puede apreciarse a primera vista cómo las revistas resaltadas en negrita suben bastantes posiciones en la segunda clasificación.

La comparación entre ambas clasificaciones, puede apreciarse mejor en la tabla V, en la que para cada revista ofrecemos, en la segunda y tercera columnas, las posiciones según la ordenación de la CNEAI (posición A) y según nuestra propuesta de modifica-

Tabla IV
Clasificaciones obtenidas con ambos criterios

GRUPO 1.A			GRUPO 1.B		
<i>Posición A</i>	<i>Revistas</i>	<i>Índice de impacto</i>	<i>Posición B</i>	<i>Revistas</i>	<i>Índice de impacto</i>
1	J ECON LIT	42,6960	1	J ECON LIT	42,6960
2	NBER MACROECON ANN	41,5000	2	NBER MACROECON ANN	41,5000
3	ACAD MANAGE REV	39,9581	3	ACAD MANAGE REV	39,9581
4	Q J ECON	38,8890	4	Q J ECON	38,8890
5	MILBANK Q	33,9768	5	ECONOMETRICA	38,6050
6	REV EDUC RES	30,3000	6	MILBANK Q	36,0360
7	J POLIT ECON	25,6509	7	J POLIT ECON	34,7194
8	J MARKETING RES	25,5123	8	J MARKETING RES	32,4702
9	INT ORGAN	24,9514	9	REV EDUC RES	30,3000
10	J MARKETING	24,5184	10	J CONSUM RES	28,9575
11	J CONSUM RES	24,5025	11	INT ORGAN	24,9514
12	J FINANC	23,0202	12	J MARKETING	24,5184
13	ANN ASSOC AM GEOGR	21,9582	13	ANN ASSOC AM GEOGR	24,1762
14	ECONOMETRICA	21,8394	14	J FINANC ECON	23,1880
15	POPUL BULL	21,0897	15	J FINANC	23,0202
16	ACAD MANAGE J	20,6631	16	POPUL BULL	21,0897
17	J ECON PERSPECT	19,9908	17	REV ECON STUD	21,0804
18	AM ECON REV	17,5230	18	AM ECON REV	20,7090
19	STRATEGIC MANAGE J	16,9534	19	ACAD MANAGE J	20,6631
20	J FINANC ECON	16,8795	20	J ECON PERSPECT	19,9908
21	J HEALTH ECON	16,3185	21	J LAW ECON	18,0000
22	REV ECON STUD	15,8103	22	STRATEGIC MANAGE J	16,9534
23	HARVARD BUS REV	15,5624	23	J BUS	16,4465
24	DEMOGRAPHY	13,7634	24	J HEALTH ECON	16,3185
25	T I BRIT GEOGR	13,3560	25	GEOGR J	15,8274
26	ECON J	13,0383	26	HARVARD BUS REV	15,5624
27	J INT ECON	12,7972	27	ECON J	14,8821
28	J LABOR ECON	12,7500	28	MANAGE SCI	14,3880
29	ENVIRON PLANN D	12,6369	29	DEMOGRAPHY	13,7634
30	J HUM RESOUR	12,6316	30	INT ECON REV	13,4850
31	J MANAGE	12,3836	31	T I BRIT GEOGR	13,3560
32	MARKET SCI	12,2642	32	J INT ECON	12,7972
33	RAND J ECON	11,2704	33	J LABOR ECON	12,7500

ción (posición B), respectivamente; en la cuarta columna, la diferencia entre ambas posiciones (una diferencia negativa significa que la revista se beneficia del criterio CNEAI, mientras que una diferencia positiva significa que la revista saldría beneficiada con la propuesta de modificación); en la quinta y en la sexta, el grupo al que pertenece la revista según cada uno de los criterios (en la segunda clasificación, seguimos manteniendo que el grupo 1 estaría formado por las 33 primeras revistas); en la última columna, señalamos con «—» aquellas revistas que según la clasificación CNEAI pertenecen al primer grupo y según la nuestra al segundo, y con «+» a aquellas revistas que se encontrarían en la situación contraria (es decir, que se verían beneficiadas con la aplicación del nuevo criterio). Como conclusión primera y fundamental, podemos apreciar que se producen cambios importantes y significativos entre ambos procedimientos.

Tabla IV
Clasificaciones obtenidas con ambos criterios (continuación)

GRUPO 2.A			GRUPO 2.B		
34	MANAGE SCI	10,7910	34	REV ECON STAT	12,6490
35	J MONETARY ECON	10,5930	35	ENVIRON PLANN D	12,6369
36	SLOAN MANAGE REV	10,2172	36	J HUM RESOUR	12,6316
37	REV FINANC STUD	10,1640	37	J MANAGE	12,3836
38	DEV REV	10,1250	38	MARKET SCI	12,2642
39	J LAW ECON	9,9000	39	J MONETARY ECON	11,4490
40	ACCOUNT REV	9,7666	40	RAND J ECON	11,2704
41	POPUL DEV REV	9,7384	41	J MOD HIST	10,9242
42	GEOGR J	9,6723	42	SLOAN MANAGE REV	10,2172
43	REV ECON STAT	9,6327	43	REV FINANC STUD	10,1640
44	ECON DEV CULT CHANGE	9,6030	44	DEV REV	10,1250
45	FINANC MANAGE	9,6000	45	ACCOUNT REV	9,7666
46	HEALTH ECON	9,5920	46	POPUL DEV REV	9,7384
47	PROG HUM GEOG	9,5184	47	J ACCOUNTING RES	9,6300
48	INT ECON REV	9,2070	48	ECON DEV CULT CHANGE	9,6030
49	GEOGR ANAL	9,0535	49	FINANC MANAGE	9,6000
50	INT MIGR REV	8,9790	50	HEALTH ECON	9,5920
51	J ACCOUNTING RES	8,9100	51	PROG HUM GEOG	9,5184
52	J RISK UNCERTAINTY	8,8770	52	GEOGR ANAL	9,0535
53	J BUS	8,8011	53	INT MIGR REV	8,9790
54	J MONEY CREDIT BANK	8,7731	54	J RISK UNCERTAINTY	8,8770
55	HUM RESOURCE MANAGE	8,7143	55	J MONEY CREDIT BANK	8,7731
56	ECON GEOGR	8,6836	56	HUM RESOURCE MANAGE	8,7143
57	INT MONET FUND S PAP	8,5950	57	ECON GEOGR	8,6836
58	J MOD HIST	8,5833	58	INT MONET FUND S PAP	8,5950
59	J LAW ECON ORGAN	8,4000	59	J LAW ECON ORGAN	8,4000
60	IND RELAT	8,3699	60	IND RELAT	8,3699
61	J AM HIST	8,1060	61	J AM HIST	8,1060
62	IND LABOR RELAT REV	8,0264	62	IND LABOR RELAT REV	8,0264
63	J ENVIRON ECON MANAG	8,0256	63	J ENVIRON ECON MANAG	8,0256

En efecto, podemos observar cómo la revista *J Bus* experimentaría un cambio de hasta 30 posiciones en la ordenación si no se tomase 9,9 como valor máximo de la mediana (observemos que la mediana estimada para esta revista, como podemos apreciar en la tabla III, es 18,5 años). También subirían 18 posiciones las revistas *Int Econ Rev* y *J Law Econ*, 17 posiciones *J Mod Hist* y *Geogr J*, 9 posiciones *Econometrica* y *Rev Econ Stat*, etc. Las diferencias negativas, que se corresponden con revistas que empeorarían su situación caso de no truncar los valores de la mediana, son menores en valor absoluto. Así, el caso más extremo lo constituye la revista *Rand J Econ*, que descendería 7 posiciones; las revistas *Dev Rev*, *Environ Plannd*, *J Hum Resour*, *J Manage*, *Market Sci*, *Rev Financ Stud*, *Sloan Manage Rev* y *T I Brit Geogr* bajarían 6 puestos. Este dato, junto con el hecho de que el número de revistas con diferencia positiva es 12, mientras que el de negativas es 38, nos permite concluir que el truncamiento de la mediana en el valor 9,9 provoca «un gran perjuicio» a un número reducido de revistas (y por tanto a los investigadores que publican en ellas) y «un leve beneficio» a un gran número de ellas.

Tabla V
Cambios de posición y grupos entre los rankings de ambos criterios

<i>Revistas</i>	<i>Posición A</i>	<i>Posición B</i>	<i>Dif.</i>	<i>Grupo</i>	<i>Grupo*</i>	<i>Cambio</i>
ACAD MANAGE J	16	19	-3	1	1	
ACAD MANAGE REV	3	3	0	1	1	
ACCOUNT REV	40	45	-5	2	2	
AM ECON REV	18	18	0	1	1	
ANN ASSOC AM GEOGR	13	13	0	1	1	
DEMOGRAPHY	24	29	-5	1	1	
DEV REV	38	44	-6	2	2	
ECON DEV CULT CHANGE	44	48	-4	2	2	
ECON GEOGR	56	57	-1	2	2	
ECON J	26	27	-1	1	1	
ECONOMETRICA	14	5	9	1	1	
ENVIRON PLANN D	29	35	-6	1	2	-
FINANC MANAGE	45	49	-4	2	2	
GEOGR ANAL	49	52	-3	2	2	
GEOGR J	42	25	17	2	1	+
HARVARD BUS REV	23	26	-3	1	1	
HEALTH ECON	46	50	-4	2	2	
HUM RESOURCE MANAGE	55	56	-1	2	2	
IND LABOR RELAT REV	62	62	0	2	2	
IND RELAT	60	60	0	2	2	
INT ECON REV	48	30	18	2	1	+
INT MIGR REV	50	53	-3	2	2	
INT MONET FUND S PAP	57	58	-1	2	2	
INT ORGAN	9	11	-2	1	1	
J ACCOUNTING RES	51	47	-4	2	2	
J AM HIST	61	61	0	2	2	
J BUS	53	23	30	2	1	+
J CONSUM RES	11	10	1	1	1	
J ECON LIT	1	1	0	1	1	
J ECON PERSPECT	17	20	-3	1	1	
J ENVIRON ECON MANAG	63	63	0	2	2	
J FINANC	12	15	-3	1	1	
J FINANC ECON	20	14	6	1	1	
J HEALTH ECON	21	24	-3	1	1	
J HUM RESOUR	30	36	-6	1	2	-
J INT ECON	27	32	-5	1	1	
J LABOR ECON	28	33	-5	1	1	
J LAW ECON	39	21	18	2	1	+
J LAW ECON ORGAN	59	59	0	2	2	
J MANAGE	31	37	-6	1	2	-
J MARKETING	10	12	-2	1	1	
J MARKETING RES	8	8	0	1	1	
J MOD HIST	58	41	17	2	2	
J MONETARY ECON	35	39	-4	2	2	
J MONEY CREDIT BANK	54	55	-1	2	2	
J POLIT ECON	7	7	0	1	1	
J RISK UNCERTAINTY	52	54	-2	2	2	
MANAGE SCI	34	28	6	2	1	+
MARKET SCI	32	38	-6	1	2	-
MILBANK Q	5	6	-1	1	1	
NBER MACROECON ANN	2	2	0	1	1	

Tabla V
Cambios de posición y grupos entre los rankings de ambos criterios (continuación)

<i>Revistas</i>	<i>Posición A</i>	<i>Posición B</i>	<i>Dif.</i>	<i>Grupo</i>	<i>Grupo*</i>	<i>Cambio</i>
POPUL BULL	15	16	-1	1	1	
POPUL DEV REV	41	46	-5	2	2	
PROG HUM GEOG	47	51	-4	2	2	
Q J ECON	4	4	0	1	1	
RAND J ECON	33	40	-7	1	2	-
REV ECON STAT	43	34	9	2	2	
REV ECON STUD	22	17	5	1	1	
REV EDUC RES	6	9	-3	1	1	
REV FINANC STUD	37	43	-6	2	2	
SLOAN MANAGE REV	36	42	-6	2	2	
STRATEGIC MANAGE J	19	22	-3	1	1	
T I BRIT GEOGR	25	31	-6	1	1	

Por último, observamos también que hay 10 revistas que cambiarían de grupo al aplicar la modificación; concretamente, las 5 revistas *Environ Plann D*, *J Hum Resour*, *J Manage*, *Market Sci* y *Rand J Econ*, actualmente encuadradas en el grupo 1, pasarían a formar parte del grupo 2. El cambio inverso se daría para las revistas *Geogr J*, *Int Econ Rev*, *J Bus*, *J Law Econ* y *Manage Sci* (podemos observar que todas ellas tienen porcentajes de censura superior al 50% y por tanto se ha truncado los valores de su mediana).

Obviamente, las revistas más afectadas del grupo analizado por el criterio de la CNEAI son las 5 últimas señaladas, que quedan encuadradas en el grupo 2 cuando podrían estar en el 1. No obstante, las revistas que permanecen dentro del mismo grupo también podrían variar su puntuación, ya que, según se dice en el informe «Coherentemente con esta clasificación de base cuantitativa, la puntuación asignada a cada revista no tiene por qué ser idéntica dentro de un mismo nivel. Así, a las revistas que presentan un valor de A próximo al extremo superior del grupo o nivel “3” se les ha asignado 2,5 puntos; y a las que presentan un valor A próximo al límite de la lista del nivel o grupo “1” se les ha asignado 4,5 puntos.» (1); es decir, a la hora de la puntuación final, afecta tanto el grupo en el que queda encuadrada la revista como la posición que ocupa dentro de él.

Debemos aclarar que si elaborásemos la clasificación con el índice A una vez estimadas las medianas de aquellas revistas con porcentaje de censura superior al 50%, tal vez los grupos no tuviesen exactamente el mismo número de revistas, ya que aunque los grupos se definen en términos de percentiles, según se señala en (5), «como los cortes por percentiles no atienden a la magnitud de las diferencias en los índices, se ha introducido algún pequeño “retoque” con el fin de buscar un mínimo de separación entre los grupos (se trata de evitar que la última revista de un grupo y la primera del grupo se diferencien en algo más que “el tercer decimal”)» (5). No obstante, al ser nuestro propósito comparar la variación en las clasificaciones, hemos considerado oportuno mantener el mismo número de revistas en cada grupo.

5 Discusión y conclusiones

La construcción de un indicador para las revistas *JCR*, en base a la información combinada del impacto a corto plazo con la durabilidad de las publicaciones, nos parece esencialmente correcta y bastante más informativa que la consideración sólo del comportamiento a corto plazo. Sin embargo, al tomar como medida de pervivencia de los trabajos la mediana de la distribución de citas, pensamos que no debemos truncar sin más esta característica en el valor 9,9 a causa de la censura presente en los datos, ya que esto perjudica a aquellas revistas con un porcentaje de censura superior al 50%, lo cual sólo significa que sus contenidos requieren más tiempo para ser asimilados por el resto de la comunidad científica, sin que ello suponga en absoluto que los trabajos publicados en ellas sean menos valiosos. En general, esta característica es un indicativo de una mayor presencia de contenidos teóricos y metodológicos, que tardan más tiempo en alcanzar visibilidad para el resto de investigadores y, una vez aceptados, tienen un período de vigencia mayor que aquellos trabajos que son aplicaciones concretas de contenidos teóricos previamente desarrollados. Podemos comprobar que esta situación se da en el caso de revistas como, por ejemplo, *Econometrica*, *Int Econ Rev* o *Rev Econ Stat*.

Lógicamente, la solución óptima a este problema consistiría en ampliar la base de datos ofreciendo las citas recibidas por las revistas en períodos superiores a 10 años. Mientras esto no sea posible, aportamos una solución intermedia, que consiste en ajustar un modelo a los datos disponibles y estimar a partir de él la mediana de la distribución. Hemos comprobado que el modelo Weibull es bastante adecuado, tanto a partir de los gráficos ofrecidos en el apéndice 1 como de los datos ofrecidos en la tabla II, siempre teniendo en cuenta que trabajar con distribuciones en las cuales más del 50% de los datos son censurados, es complicado y resta fiabilidad a los resultados obtenidos; no obstante, un procedimiento de estimación siempre será mejor que asignar el valor 9,9 a todas las revistas, con independencia del resto de la información disponible para ellas.

En cuanto a la comparación de clasificaciones, hemos visto cómo la estimación de la mediana mejoraría significativamente la posición de las revistas con porcentaje de censura superior al 50%, por lo que el actual criterio perjudica a las mismas y a los investigadores que publican en ellas.

Dado que el objetivo principal era analizar cómo afectaría la estimación de la mediana a la clasificación CNEAI, hemos optado por mantener el resto de criterios adoptados por la misma. Así, hemos utilizado los datos sólo de 1999, aunque para estimar el modelo puede ser más conveniente considerar los datos de varios años (2); también hemos mantenido el indicador «A» obtenido como producto del FI y de la Mediana, aunque quizás resulte más adecuado estandarizar los valores de cada variable y calcular una media aritmética simple de dichos valores tipificados (2).

En efecto, al agregar en un único indicador dos características diferentes como el FI y la Mediana, es conveniente preguntarse por la cantidad de información que estamos perdiendo en dicho paso y en qué medida influyen cada una de las características analizadas en el agregado construido a partir de ellas. Una forma simple de dar respuesta a esta cuestión consiste en calcular los coeficientes de correlación (o los cuadrados de los mismos) entre el indicador agregado y cada una de las características utilizadas; en cierta forma, estos coeficientes indican en qué medida participan cada una de las características individuales en la formación del agregado.

Con el indicador A utilizado por el comité, en el grupo de revistas analizadas en este

artículo, las correlaciones resultan ser $r_{A,FI} = 0,9351$ y $r_{A,Me} = 0,1524$, con lo que la clasificación ofrecida diferiría muy poco de la obtenida considerando exclusivamente el FI. Si llamamos A^* a este indicador, pero obtenido tras estimar la mediana para las revistas con porcentaje de censura superior al 50%, entonces las correlaciones son $r_{A^*,FI} = 0,8339$ y $r_{A^*,Me} = 0,3$. Así, aunque sigue predominando el criterio del FI, la estimación de la mediana consigue acercar los coeficientes entre sí. En este sentido, una posibilidad muy interesante es la ya señalada de construir un indicador A^{**} como media aritmética simple de los valores de FI y Me previamente tipificados, ya que, en esta situación, puede probarse sin dificultad que se verificará $r_{A^{**},FI} = r_{A^{**},Me}$ (para nuestras revistas ambos coeficientes resultan ser 0,6412). Así, con este indicador conseguimos que ambas características «sean tenidas en cuenta por igual»; los valores de correlación serán mayores o menores dependiendo del grupo concreto de revistas.

6 Bibliografía

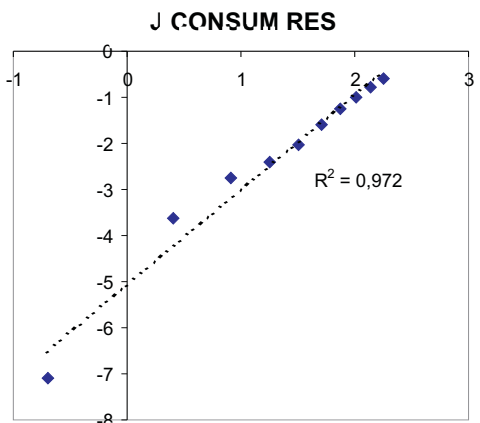
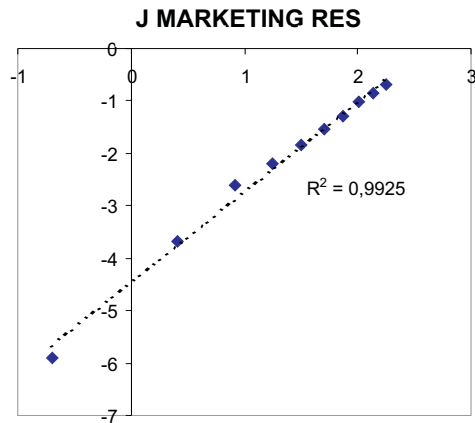
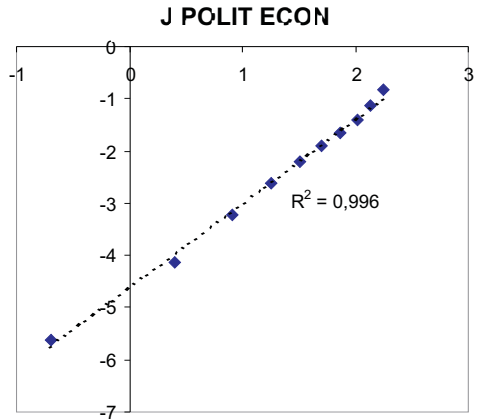
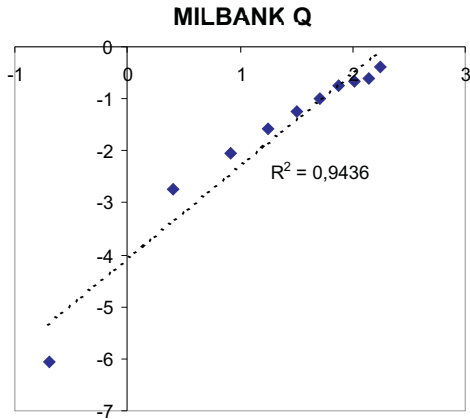
1. COMITÉ ASESOR Nº 8 DE LA CNEAI, Informe que remite el Presidente del Comité al Coordinador General de la CNEAI sobre los criterios utilizados, en la evaluación del 2001 (Convocatoria 2000) y anteriores, <http://www.ugr.es/~fccee/fich/sexenios.pdf> (fecha de la última visita: 01-07-2003).
2. BASULTO, J. y ORTEGA, F. J. Modelización de la Antigüedad de las Citas en la Literatura Científica con Datos Censurados a la Derecha. *Revista Española de Documentación Científica*, 2002, vol. 25, n.º 2, pp. 141-150
3. STIGLER, S. M. Citation Patterns in the Journals of Statistics and Probability. *Statistical Science*, 1994, vol. 9, n.º 1, pp. 94-108.
4. ORTEGA, F. J. *Obtención de Distribuciones a Priori no Informativas Usando Medidas de Información. Aplicación a la Evaluación de las Revistas Científicas*. Tesis Doctoral, Departamento de Economía Aplicada I, Universidad de Sevilla (ejemplar no publicado).
5. VILLAR, A. Propuesta de Clasificación de las Revistas de Economía y Empresa que figuran en el Journal of Citations Report (1999), <http://merlin.fae.ua.es/villar/clasificacion.pdf> (fecha de la última visita: 01-07-2003).
6. MOED, H. F.; VAN LEEUWEN, T. N. y REEDIJK, J. Toward Appropriate Indicators of Journal Impact. *Scientometrics*, 1999, vol. 46, n.º 3, pp. 575-589.
7. GUPTA, B. M. Growth and Obsolescence of Literature in Theoretical Population Genetics. *Scientometrics*, 1998, vol. 42, n.º 3, pp. 335-347.
8. MATRICCIANI, E. Shannon's Entropy as a Measure of the "Life" of the Literature of a Discipline. *Scientometrics*, 1994, vol. 30, n.º 1, pp. 129-145.
9. BURRELL, Q. L. Modelling citation age data: Simple graphical methods from reliability theory. *Scientometrics*, 2002, vol. 55, n.º 2, pp. 273-285.
10. LAWLESS, J. F. *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. New York: John Wiley & Sons, 1982.

Agradecimientos

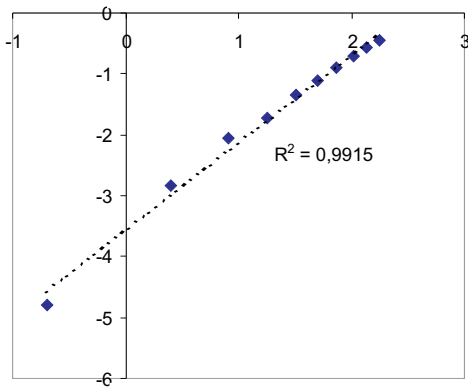
Quiero expresar mi agradecimiento al Dr. Jesús Basulto Santos, catedrático de Economía Aplicada del Departamento de Economía Aplicada I de la Universidad de Sevilla, por la colaboración y asesoramiento prestados.

Apéndice. Gráficas usadas para explorar la idoneidad del modelo Weibull

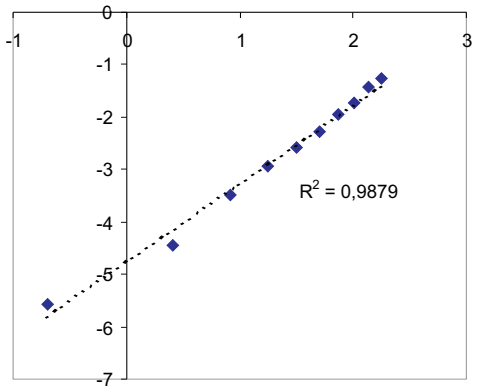
A continuación ofrecemos los gráficos de $\text{Ln}[-\text{Ln}[\hat{S}(t)]]$ frente a $\text{Ln}[t]$, donde $\hat{S}(t)$ es una estimación de la función de supervivencia $S(t)$, para las diez primeras revistas de la ordenación de la CNEAI cuyo porcentaje de censura es superior al 50%. Para que el modelo Weibull sea adecuado, los puntos deben situarse, aproximadamente, sobre una línea recta (2,10).



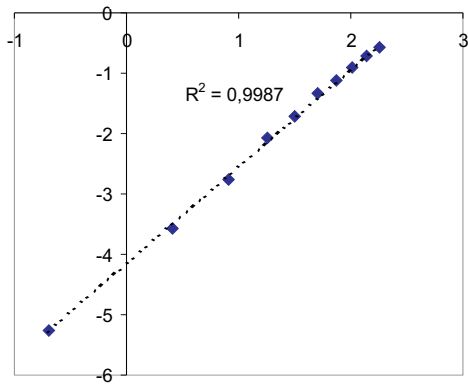
ANN ASSOC AM GEOGR



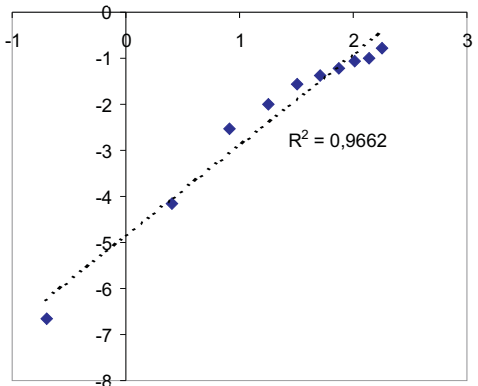
ECONOMETRICA



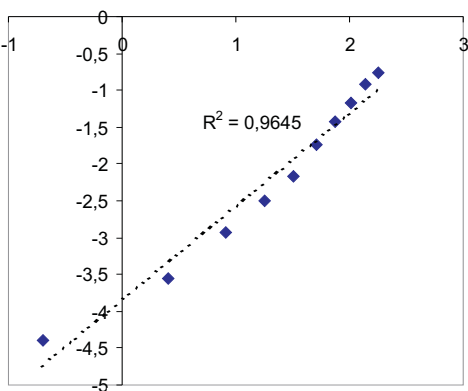
AM ECON REV



J FINANC ECON



REV ECON STUD



ECON J

