

# MODELIZACIÓN DE LA ANTIGÜEDAD DE LAS CITAS EN LA LITERATURA CIENTÍFICA CON DATOS CENSURADOS A LA DERECHA

Jesús Basulto Santos, Francisco Javier Ortega Irizo

**Resumen:** Exploramos la aplicación del modelo Weibull a la antigüedad de las citas en los artículos científicos, cuando dicha antigüedad está censurada a la derecha. Se ha aplicado el modelo Weibull a doce revistas del ámbito de economía aplicada, usando la información proveniente del ISI. La censura es debida a que las citas de 10 o más años de antigüedad aparecen agregadas en la base de datos del ISI. Una vez ajustado el modelo, hemos realizado un análisis bidimensional combinando el factor de impacto, que recoge las citas a corto plazo, con el percentil 90, que mide la durabilidad o periodo de vigencia de los artículos científicos.

**Palabras clave:** factor de impacto, obsolescencia, modelo Weibull, censura a la derecha, inferencia bayesiana.

**Abstract:** We explore the application of Weibull model in age distribution of citations in scientific articles references, when this age is censored at the right side. The Weibull model has been applied to twelve journals in the field of applied economy, where the basic source of information comes from ISI. The censored age is due to the fact that the citations of 10 or more years appear accumulated in the ISI database. After the model has been fitted, we have built a two-dimensional analysis combining the impact factor, that picks up the short term citations, with the percentile 90, that measures the durability or validity period of the scientific articles.

**Keywords:** impact factor, obsolescence, Weibull model, right censoring, bayesian inference.

## 1 Introducción

Una de las bases de datos más utilizadas para los estudios bibliométricos de las revistas científicas es la correspondiente al Institute for Scientific Information (ISI). En ellas, se hace énfasis en el número de citas que reciben las revistas a corto plazo mostrando un interés especial en analizar el Factor de Impacto (FI), que se define como el número de citas recibidas por la revista a artículos publicados en los dos años anteriores, dividido por el total de artículos publicados en ese periodo (1). Actualmente, éste es uno de los indicadores más utilizados para valorar «el prestigio» de las revistas y de los autores que publican en ellas. En la parcela dedicada a mostrar los datos de la variable T que nos indica la antigüedad de las citas recibidas por las revistas, la

---

\* Dpto. de Economía Aplicada I. Universidad de Sevilla. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.  
Correo-e: basulto@us.es y fjortega@us.es  
Recibido: 19-2-2002.

distribución de frecuencias aparece censurada, ya que todas las citas con antigüedad igual o superior a 10 años están agregadas.

Es bien conocido el proceso de obsolescencia o caída en desuso de la literatura científica. Así, una característica común que se aprecia al analizar la variable T es que a unos primeros años de aumento del número de citas le sigue un proceso de caída que culmina con la desaparición de citas tras un periodo más o menos largo de tiempo (2, 3, 4, 5, 6). La velocidad de este proceso de descenso es una característica importante en los estudios biliométricos, pues nos daría una indicación de la «durabilidad» de los trabajos científicos. En las bases de datos del ISI «Science Journal Citation Reports» (SJCR) y «Social Science Journal Citation Reports» (SSJCR) se ofrece, como indicador de dicho proceso, la mediana de los datos observados. Puesto que en muchos casos el número de citas agregadas es muy superior al 50%, en el apartado relativo a la mediana sólo se ofrece la respuesta «>10». Si nuestro interés se centrara en un percentil de orden superior, como por ejemplo  $P_{75}$  o  $P_{90}$ , como indicador del período durante el cual los trabajos reciben «casi todas» sus citas (o período de «vida útil» de las publicaciones), el problema de la falta de respuesta sería mayor.

Uno de los objetivos del presente artículo es encontrar un modelo teórico adecuado, a partir del cual pudiésemos estimar las características oportunas relativas a la obsolescencia. Hasta ahora, los modelos más utilizados para la modelización de la antigüedad de las citas han sido el Log-Normal (2, 7, 8) y el exponencial, dada su simplicidad (Brooke [9], Ruiz y Jiménez [10], etc.), aunque este último modelo tiene el inconveniente de no adaptarse bien en la fase inicial de ascenso. En el presente trabajo, vamos a utilizar el modelo Weibull que, como veremos, se adapta bien a los casos analizados (doce revistas relacionadas con el ámbito de la Economía Aplicada). Además, el modelo Weibull es especialmente útil en presencia de censura, que es el caso que nos ocupa.

Por otra parte, pensamos que cualquier estudio encaminado a la valoración y clasificación de las revistas ha de tener en cuenta tanto la fase inicial de aumento de citas como el período de decaimiento, ya que es la «historia completa» la que nos muestra las características de los trabajos publicados. Así, el otro objetivo del presente trabajo será la comparación entre el período inicial de la distribución (a través del FI) con la velocidad de la fase descendente de la misma (a través del  $P_{90}$ ), poniendo de manifiesto que la evaluación de las revistas basándose exclusivamente en el FI deja de lado cierta información que es necesario tener en cuenta. Una idea similar puede encontrarse en Moed et al. (4), pues en dicho trabajo también se plantea una clasificación de las revistas teniendo en cuenta ambas fases de la distribución de T, si bien en él se consideran datos relativizados, llegándose a una clasificación cualitativa de las revistas científicas en distintos grupos, en función de su comportamiento con respecto a las fases de ascenso y de descenso.

A partir de aquí, en la sección 2, se especifica el proceso de obtención de los datos y de elección del modelo, y en la sección 3 se aplica este modelo a las doce revistas seleccionadas, con interés especial en obtener estimaciones e intervalos probabilísticos para los percentiles de órdenes 50, 75 y 90, utilizándose los resultados obtenidos para hacer una extensión del FI, basada en la contemplación de éste último junto con el percentil 90 de las revistas. El trabajo lo finalizamos con un apéndice, donde recogemos los datos utilizados y los gráficos efectuados para la elección del modelo.

## 2 El modelo Weibull con censura a la derecha

Consideremos la variable  $T$  que mide la antigüedad de las citas recibidas por una determinada revista científica. Dado que, en los datos que vamos a analizar, dicha antigüedad será conocida para valores menores que 10, es adecuado usar un modelo con censura a la derecha tipo I (11) para los datos, pues para cada cita de antigüedad  $t_i$ , observaremos la antigüedad  $t_i$  si  $t_i < 10$  y el valor censurado  $L_i = 10$  si la antigüedad  $t_i$  es mayor que 10. Hemos considerado una muestra de doce revistas del ámbito de Economía Aplicada, que son las que se muestran en la tabla I.

**Tabla I**  
**Revistas analizadas**

<i>Nº</i>	<i>Nombre de la revista</i>	<i>Abreviatura</i>
1	APPLIED ECONOMICS	APPL-ECON
2	ECONOMETRIC THEORY	ECONOMET-THEOR
3	ECONOMETRICA	ECONOMETRICA
4	INSURANCE MATHEMATICS&ECONOMICS	INSUR-MATH-ECON
5	JOURNAL OF APPLIED ECONOMETRICS	J-APPL-ECONOM
6	JOURNAL OF APPLIED PROBABILITY	J-APPL-PROBAB
7	JOURNAL OF APPLIED STATISTICS	J-APPL-STAT
8	JOURNAL OF ECONOMETRICS	J-ECONOMETRICS
9	JOURNAL OF MATHEMATICAL ECONOMICS	J-MATH-ECON
10	OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS	OXFOR-B-ECON-STAT
11	REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS	REV-ECON-STAT
12	TECHNOMETRICS	TECHNOMETRICS

Para todas ellas, hemos tomado de las bases de datos SJCR y SSJCR el número de citas recibidas en el año  $t$  correspondientes a artículos publicados en los años  $t-1$ ,  $t-2$ , etc. Además, hemos agregado las citas correspondientes de las bases de datos de 1999, 1998, 1997 y 1996. Así, en cierta forma, estamos introduciendo un supuesto de estacionariedad en el comportamiento de la variable en estos cuatro años. Al ser un período de tiempo tan corto, el supuesto es razonable. De hecho, la simple observación de los histogramas correspondientes a cada año nos muestra un comportamiento estable. Con esta agregación se consigue un mayor número de datos, lo que conlleva una notable suavización de las irregularidades y una mayor precisión en las estimaciones.

Aunque la variable  $T$  es de naturaleza continua (y por ello para la modelización hemos usado modelos continuos), a efectos prácticos el valor otorgado de antigüedad a una cita en el año  $t$  correspondiente a un artículo publicado en el año  $s$  ha sido  $(t - s) + 0,5$ , puesto que lo que sabemos es que la antigüedad de la cita se sitúa en el intervalo  $[t - s, t - s + 1]$ . Conviene señalar que en la literatura existente suele ser más habitual tomar  $t - s + 1$  o bien  $t - s$ , si bien a efecto comparativo las opciones son equivalentes pues la diferencia entre las mismas se reduce a efectuar cambios de origen. Los datos así obtenidos se ofrecen en el apéndice.

La elección del modelo la hemos basado en el estudio gráfico de la función de supervivencia a lo largo del tiempo. En el modelo Weibull la función de supervivencia viene dada por  $S(t) = \exp \{-(\lambda t)^\beta\}$ . De esta forma tenemos

$$\text{Ln}[S(t)] = -(\lambda t)^\beta \Rightarrow \text{Ln}[-\text{Ln}[S(t)]] = \beta \text{Ln}[\lambda] + \beta \text{Ln}[t]$$

Ahora, representamos  $\text{Ln}[-\text{Ln}[\hat{S}(t)]]$  (donde  $\hat{S}(t)$  es una estimación no paramétrica de  $S(t)$ ) frente a  $\text{Ln}[t]$  y comprobamos si los puntos se ajustan a una recta. Este procedimiento puede verse en Nelson (14) y en Lawless (11). Para obtener  $\hat{S}(t)$ , hemos utilizado la estimación usual de Kaplan-Meier (ver, por ejemplo, Lawless [11]). Las gráficas correspondientes a cada revista pueden verse en el apéndice 1.

Como pusimos de manifiesto en la introducción, pretendemos analizar indicadores relacionados con el proceso de obsolescencia. El que ha sido tal vez más utilizado es la mediana de la distribución. Otro indicador alternativo puede verse en Matricciani (7), donde se usa la entropía de la distribución; podemos usar los propios parámetros estimados de los modelos, algún coeficiente de asimetría, o de dispersión, etc. En este artículo, vamos a mantener la idea de usar los percentiles, si bien creemos que se hace necesario tener en cuenta porcentajes más altos que el 50% para aproximarnos al concepto de «período de vida útil». Por ello, estimaremos los percentiles de órdenes 50, 75 y 90.

Para el proceso de estimación, hemos llevado a cabo un análisis bayesiano de datos, obteniendo una muestra simulada de la distribución final a través del algoritmo de Gibbs (12, 13). Los lectores interesados en los detalles del proceso de estimación, pueden solicitarlos a los autores del trabajo.

Los percentiles estimados de órdenes 50, 75 y 90 así como sus intervalos probabilísticos para cada revista son los que se muestran en la tabla II.

**Tabla II**  
**Estimación e Intervalo probabilístico de Me, P<sub>75</sub> y P<sub>90</sub>**

	<i>Me</i>		<i>P<sub>75</sub></i>		<i>P<sub>90</sub></i>	
	<i>Estim.</i>	<i>Interv. (95%)</i>	<i>Estim.</i>	<i>Interv. (95%)</i>	<i>Estim.</i>	<i>Interv. (95%)</i>
APPL-ECON	6.914	(6.749,7.085)	9.905	(9.682,10.143)	12.887	(12.546,13.257)
ECONOMET-THEOR	6.107	(5.908,6.299)	8.745	(8.500,9.001)	11.375	(11.003,11.751)
ECONOMETRICA	15.151	(14.947,15.368)	22.084	(21.681,22.521)	29.097	(28.413,29.800)
INSUR-MATH-ECON	6.062	(5.532,6.600)	9.752	(8.973,10.669)	13.817	(12.486,15.395)
J-APPL-ECONOM	6.275	(6.096,6.454)	8.842	(8.610,9.069)	11.364	(11.016,11.701)
J-APPL-PROBAB	13.434	(12.977,13.918)	21.671	(20.674,22.763)	30.757	(29.060,32.688)
J-APPL-STAT	5.431	(5.144,5.728)	8.071	(7.706,8.461)	10.789	(10.229,11.386)
J-ECONOMETRICS	9.318	(9.178,9.454)	14.025	(13.770,14.287)	18.918	(18.500,19.361)
J-MATH-ECON	11.919	(11.362,12.512)	19.230	(17.999,20.577)	27.297	(25.167,29.835)
OXFOR-B-ECON-STAT	7.563	(7.401,7.735)	10.355	(10.139,10.587)	13.034	(12.707,13.379)
REV-ECON-STAT	12.359	(12.113,12.621)	19.211	(18.654,19.790)	26.532	(25.574,27.517)
TECHNOMETRICS	18.171	(17.518,18.889)	28.269	(26.886,29.838)	39.069	(36.690,41.729)

### 3 Análisis y conclusiones para las doce revistas del ámbito de Economía Aplicada

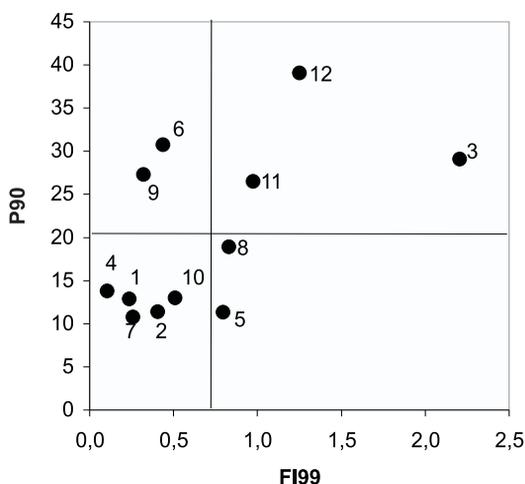
Como ya se indicó en la introducción, uno de los objetivos de este artículo es llevar a cabo un análisis bidimensional que, además del factor de impacto, tenga en cuenta la fase descendente de la distribución. Como ya hemos señalado también, pensamos que la medida más intuitiva que podemos elegir es un percentil alto de la distribución y concretamente hemos tomado como referencia P<sub>90</sub>. En efecto, esta característica indicaría el período de tiempo durante el cual los trabajos de una revista recibirían el

90% de sus citas, momento a partir del cual consideraremos que los trabajos «caen en el olvido». Evidentemente, la elección del 90% puede ser discutible e igualmente podríamos pensar en elegir percentiles más bajos como el 75, 80, 85%, o percentiles más altos como 95 o 99%.

Para las doce revistas consideradas, hemos construido un simple gráfico de dispersión del FI del año 1999 frente al percentil 90, que se muestra en la figura 1, donde los rótulos corresponden a la numeración introducida en la sección 2 para las revistas y las líneas perpendiculares indican el valor medio de ambas características en el grupo. Los valores exactos de los factores de impacto se muestran en la tabla III.

Vemos en este gráfico que las revistas etiquetadas con 3, 11 y 12 (es decir, *Econometrica*, *Rev-Econ-Stat* y *Technometrics*) destacan dentro del grupo tanto en un criterio como en el otro. Análogamente, las revistas 1, 2, 4, 7 y 10 (*Appleconom*, *Eco-*

**Figura 1**  
**FI99 frente a P90**



**Tabla III**  
**Clasificación según indicador agregado de FI99 y P90 (tipificados)**

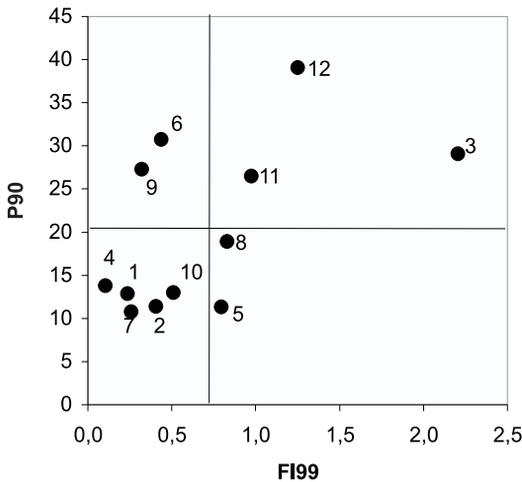
	FI99	P90	FI99(T)	P90(T)	IND.
ECONOMETRICA	2,206	29,097	2,697	0,938	1,818
TECHNOMETRICS	1,25	39,069	0,993	2,016	1,504
REV-ECON-STAT	0,973	26,532	0,499	0,661	0,580
J-APPL-PROBAB	0,435	30,757	-0,460	1,118	0,329
J-ECONOMETRICS	0,829	18,918	0,243	-0,161	0,041
J-MATH-ECON	0,32	27,297	-0,664	0,744	0,040
J-APPL-ECONOM	0,794	11,364	0,180	-0,977	-0,399
OXFORD-B-ECON-STAT	0,508	13,034	-0,329	-0,797	-0,563
ECONOMET-THEOR	0,404	11,375	-0,515	-0,976	-0,745
APPL-ECON	0,235	12,887	-0,816	-0,813	-0,814
INSUR-MATH-ECON	0,103	13,817	-1,051	-0,712	-0,882
J-APPL-STAT	0,257	10,789	-0,777	-1,039	-0,908

*nomet-Theor, Insur-Math-Econ, J-Appl-Stat* y *Oxford-B-Econ-Stat*) están por debajo de la media en ambos aspectos.

Podemos observar también que las revistas 5 y 8 (*J-Appl-Econom* y *J-Econometrics*) se benefician del criterio del FI en las clasificaciones, puesto que si bien destacan en este aspecto con respecto a la media, están por debajo de ella en el criterio del P90, o lo que es lo mismo, en la longitud del período de vigencia de sus publicaciones. Análogamente, las revistas 6 y 9 (*J-Appl-Probab* y *J. Math. Econ*) quedan perjudicadas en las clasificaciones sobre la base del FI, pues están por debajo de la media con respecto a este criterio, pero por encima en cuanto al de durabilidad.

También hemos llevado a cabo un análisis de componentes principales, a partir del cual hemos elaborado el gráfico Biplot que se muestra en la figura 2. En él, se toman como ejes coordenados las direcciones correspondientes a cada una de las componentes principales; los puntos representan a las revistas y los vectores corresponden a cada uno de los criterios FI y P90. En este gráfico, al igual que en el de la figura 1, si dos revistas tienen valores muy próximos de FI y P90, entonces sus puntos también estarán próximos. Por ejemplo, las revistas *J-Appl-Probab* y *J-Math-Econ* que presentan los valores  $FI=0.435$ ,  $P_{90}=30.757$  y  $FI=0.320$ ,  $P_{90}=27.297$  aparecen próximas en ambos gráficos. No obstante, el gráfico Biplot presenta la ventaja de que las distancias aparecen relativizadas en función de la media y de la dispersión del grupo, por lo que utilizaremos este gráfico para llevar a cabo una clasificación cualitativa, atendiendo a los grupos cuyos puntos están cercanos (en términos relativos) entre sí. Además, las proyecciones de los puntos sobre los vectores FI y P90 proporcionan los valores (tipificados) de dichas características, por lo que podemos analizar qué identifica a cada uno de los grupos formados.

**Figura 2**  
**Representación de Revistas e Indicadores**



En una primera etapa, podemos agrupar las revistas en función de los signos de cada una de las características tipificadas. Así, obtendríamos revistas de 4 tipos, según que los signos del par  $(FI, P_{90})$  sean  $(+,+)$ ,  $(+,-)$ ,  $(-,+)$  o  $(-,-)$ . Obtenemos entonces los grupos I, II, III, y IV formados respectivamente por las revistas  $\{3,11,12\}$ ,  $\{5,8\}$ ,  $\{6,9\}$  y  $\{1,2,4,7,10\}$  (esta primera clasificación, lógicamente, es la misma que se aprecia en el gráfico 1 en función de los cuadrantes, ya que un valor tipificado positivo (negativo) es equivalente a un valor original superior (inferior) a la media del grupo).

Buscando simplicidad y reducir la dimensión, podemos plantearnos calcular una media aritmética ponderada de ambas características, tipificando previamente los valores en relación al grupo estudiado, dada la heterogeneidad de los datos que pretendemos agregar. Evidentemente, esta reducción conllevará una inevitable pérdida de información con respecto al análisis bivariante. Para asignar las ponderaciones, podemos aplicar el método de Componentes Principales, que nos permite determinar la combinación lineal de las dos variables que mejor explica las variaciones mostradas por las mismas. Si los coeficientes de dicha combinación lineal son ambos positivos, éstos serán los pesos que asignaremos a cada una de las variables. Al utilizar variables tipificadas, obtenemos que las coordenadas del primer autovector (que coinciden con los coeficientes de la combinación lineal) valen ambas 0,7071, es decir, que hemos de asignar igual peso a ambas variables una vez que éstas han sido tipificadas y por tanto hemos de utilizar una media aritmética simple de ambas características para construir el indicador conjunto. Los valores del indicador así construido, correspondientes a cada revista, pueden obtenerse proyectando los puntos del gráfico 2 sobre el eje OX, que es la dirección de la primera componente principal.

Atendiendo sólo a los valores de dichas proyecciones, apreciamos la existencia de tres grupos, correspondientes a revistas con promedio «alto» ( $\{3,12,11\}$ ), «medio» ( $\{6,8,9,5\}$ ) y «bajo» ( $\{10,2,1,4,7\}$ ). Como vemos, este indicador fusiona dos de las categorías anteriores en una sola.

En cuanto al aspecto cuantitativo del indicador, observemos que al tipificar y asignar igual ponderación, estamos destacando siempre la variable con un mayor valor (en relación al grupo), independientemente de cuál sea dicha variable. Es importante observar que si no hubiésemos tipificado las variables, asignando igual ponderación a ambas, entonces en el indicador primaría de forma muy significativa el criterio  $P_{90}$ , puesto que los valores de esta variable son de magnitud muy superior a los valores del FI. Por ejemplo, considerando las revistas 8 y 9, tenemos que sus valores de FI y  $P_{90}$  son 0.829,19.918 y 0.320,27.297. Si hacemos el promedio de estos valores, obtenemos las cantidades 10.373 y 13.808, debido a que la diferencia absoluta a favor de la revista 9 con respecto a  $P_{90}$  es muy superior a la diferencia absoluta a favor de la revista 8 con respecto al FI. No obstante, en términos relativos los valores son 0.243,-0.161 y -0.664,0.744, con lo que la diferencia a favor de 9 con respecto a  $P_{90}$  es prácticamente igual a la diferencia a favor de 8 con respecto a FI, por lo que finalmente ambas revistas presentan prácticamente el mismo valor del indicador.

Para finalizar, hemos de indicar que, puesto que los valores de FI y  $P_{90}$  (tipificados) se obtienen proyectando sobre los vectores del gráfico 2, la pérdida de información que se produce al pasar del análisis conjunto al indicador unidimensional será mayor cuánto más amplio sea el ángulo formado por los vectores. En nuestro caso, el

ángulo es bastante amplio (lo que indica la poca relación existente entre las variables FI y  $P_{90}$ ), por lo que la simplificación que se consigue con el análisis unidimensional es a costa de una pérdida de información importante. La conveniencia de pasar del análisis bidimensional al indicador dependerá, pues, del grupo de revistas analizadas.

#### 4. Bibliografía

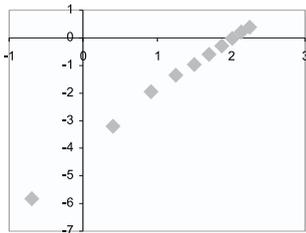
1. STIGLER, S.M. Citation Patterns in the Journals of Statistics and Probability, *Statistical Science*, 1994, vol. 9, n.º 1, pp. 94-108.
2. GUPTA, B.M. Analysis of Distribution of the Age of Citations in Theoretical Population Genetics, *Scientometrics*, 1997, vol.40, n.º 1, pp. 139-162.
3. GUPTA, B.M. Growth and Obsolescence of Literature in Theoretical Population Genetics, *Scientometrics*, 1998, vol. 42, n.º 3, pp. 335-347.
4. MOED, H.F., VAN LEEUWEN, T.N. y REEDIJK, J. Towards Appropriate Indicators of Journal Impact, *Scientometrics*, 1999, vol. 46, n.º 3, pp. 575-589.
5. GLÄNZEL, W. y SHOEPFLIN, U. A Stochastic Model for the Ageing of Scientific Literature, *Scientometrics*, 1994, vol. 30, n.º 1, pp. 94-108.
6. GLÄNZEL, W. y SHOEPFLIN, U. A Bibliometric Study on Ageing and Reception Processes of Scientific Literature, *Journal of Information Science*, 1995, vol. 21, pp. 37-53
7. 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.
8. EGGHE, L y RAVICHANDRA RAO, I.K., Citation age data and the obsolescence function: Fits explanations, *Information Processing & Management*, 1992, vol. 28, n.º 2, pp. 201-217.
9. BROOKE, B.C. Obsolescence of special library periodical: sampling errors utility contours, *Journal of the American Society for Information Science*, 1974, vol. 21, n.º 5, pp. 320-329.
10. RUIZ, R. y JIMÉNEZ, E. Envejecimiento de la literatura científica en Documentación. Influencia del origen nacional de las revistas. Estudio de una Muestra», *Revista Española de Documentación Científica*, 1996, vol. 19, n.º 1, pp. 39-49.
11. LAWLESS, J.F. *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, New York; John Wiley & Sons, 1982.
12. GELFAND, A.E. y SMITH, A.F. Sampling-Based Approaches to Calculating Marginal Densities, *J. Amer. Statist. Assoc.*, 1990, vol. 85, pp. 398-409.
13. GEMAN, S. y GEMAN, D. Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions, and the Bayesian Restoration of Images, *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 1984, vol. 6, pp. 721-741.
14. NELSON, W.B. Theory and Applications of Hazard Plotting for Censored Failure Data, *Technometrics*, 1972, vol. 14, pp. 945-965.

## Apéndice. Datos usados y gráficas para la elección del modelo

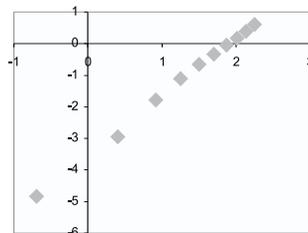
En primer lugar, ofrecemos los datos de antigüedad de las citas, obtenidos agregando los correspondientes al periodo 1996-1999. La numeración de las revistas corresponde a la ofrecida en la tabla I.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0,5	7	12	71	4	6	21	7	65	31	9	42	18
1,5	87	65	292	28	91	118	31	236	43	50	230	111
2,5	220	158	579	36	127	191	84	495	74	126	389	173
3,5	227	188	817	43	178	241	90	668	83	153	446	257
4,5	208	189	909	44	207	194	115	747	77	234	445	293
5,5	255	165	1180	22	179	233	45	687	85	210	471	259
6,5	246	154	1217	16	192	195	32	825	102	340	465	313
7,5	225	127	1305	25	161	187	23	680	100	306	460	279
8,5	193	115	1274	12	127	170	33	472	92	191	480	256
9,5	149	102	1572	10	113	185	51	523	72	146	442	278
>10	547	240	22022	78	260	2850	78	4272	987	627	5585	6653

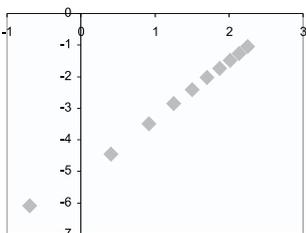
En segundo lugar, ofrecemos los gráficos basados en la estimación no paramétrica de la función de supervivencia frente al tiempo (ver sección 2), en los que se muestra que el modelo Weibull es una buena aproximación.



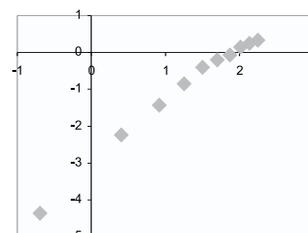
**APPL-ECON. R2=0,9930**



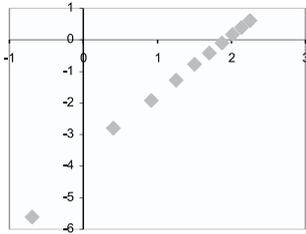
**ECONOMET-THEOR; R2=0,9981**



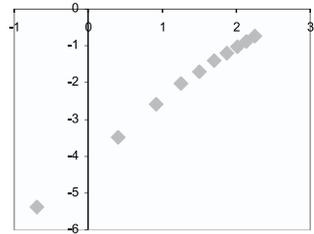
**ECONOMETRICA; R2=0,9979**



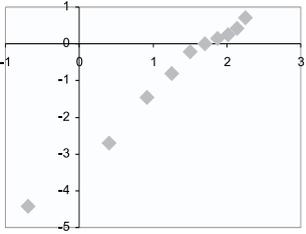
**INSUR-MATH-ECON; R2=0,9867**



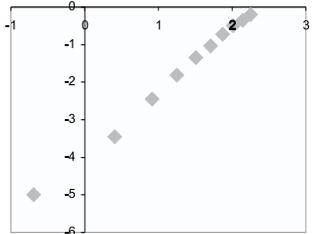
**J-APPL-ECONOM; R2=0,9939**



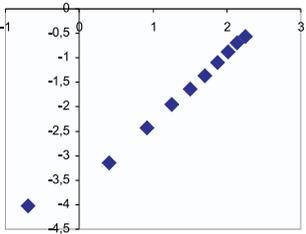
**J-APPL-PROBAB; R2=0,9946**



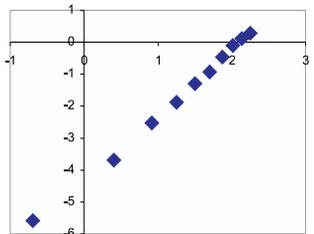
**J-APPL-STAT; R2=0,9884**



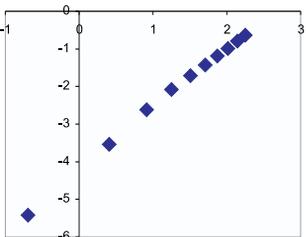
**J-ECONOMETRICS; R2=0,9968**



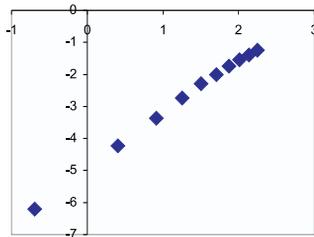
**J-MATH-ECON; R2=0,9860**



**OXFORD-B-ECON-STAT; R2=0,9965**



**REV-ECON-STAT; R2=0,9979**



**TECHNOMETRICS; R2=0,9979**