

UNA APROXIMACIÓN METODOLÓGICA DE LA EXISTENCIA DE COMPONENTES ESTRUCTURALES EN LA DURACIÓN DE LOS CONTRATOS TEMPORALES. EL CASO DE ALMERÍA COMO EVIDENCIA EMPÍRICA*

José García Pérez

*Departamento de Economía Aplicada
Facultad de Ciencias Sociales y Jurídicas
Universidad de Almería*

RESUMEN

En este trabajo se pretende mostrar la existencia de componentes estructurales en la contratación temporal, para ello, se pone de manifiesto, en primer lugar, que la tasa de fallo de los Contratos Temporales se ajusta a una curva de bañera y, por lo tanto, es susceptible de serle aplicada la Teoría de Fiabilidad.

Por otra parte, como se demuestra en el trabajo, la relación que las funciones Berny, propias del campo del análisis de inversiones, mantienen con las funciones Weibull, habituales en Teoría de Fiabilidad, nos permiten proponer un ajuste cuyo resultado y planteamiento nos conducen a la conclusión de que existen comportamientos estructurales, ajenos al ciclo económico, en la duración de los contratos temporales (en la provincia de Almería).

El planteamiento anterior constituye una metodología que se podría aplicar en un ámbito geográfico mayor si se dispusiera de los datos primarios.

Palabras clave: Fiabilidad, contratación temporal, tasa de fallo, análisis de inversiones.

1.- INTRODUCCIÓN

Si la contratación temporal elevó la propensión a la creación de empleo en la economía española de modo que, según ALVARO ESPINA (1990), se ha reducido el umbral mínimo de crecimiento económico necesario para la creación de puestos de trabajo, el cual pasó del 4% de incremento del PIB en el bienio 84-85 al 1,1% en el cuatrienio 86-87-88-89, también es cierto, que esta contratación presenta ciertos comportamientos estructurales que nos permiten reforzar la opinión de S.BENTOLILA (1993) cuando afirma que: "Existe suficiente apoyo social para reequilibrar la flexibilidad suprimiendo los contratos temporales de fomento de empleo, a la vez que se reducen los costes de despido de los fijos".

Entre los distintos tipos de contratos temporales (C.T.) podemos distinguir dos grandes categorías, los C.T. coyunturales cuya duración está fundamentada en criterios subjetivos y en la voluntad de las partes y C.T. estructurales los cuales se aplican a situaciones que objetivamente no pueden ser cubiertas por trabajadores fijos (al tratarse de tareas de naturaleza eventual). Pues bien, en este trabajo se pretende establecer la existencia de un comportamiento estructural de la contratación temporal coyuntural, en el sentido de que aquella contratación cuya existencia está más ligada a la situación del ciclo económico, tiene un comportamiento ajeno a la variación de la coyuntura económica, pudiéndose encontrar una evidencia empírica de ello en la provincia de Almería, de la cual se

disponen de datos relativos al fenómeno estudiado. Aunque la metodología utilizada es trasladable a cualquier otra provincia, región, comunidad o país, siempre que se dispongan de los datos primarios necesarios, para corroborar en ese ámbito geográfico la tesis de este trabajo, ya que la herramienta utilizada es la Teoría de la Fiabilidad conjuntada con una nueva distribución de probabilidad nacida en el campo del Análisis del Riesgo, en 1989, de la mano de J.BERNY.

2.- MUESTREO. RESULTADOS INICIALES

A tal efecto, se planteó en GARCÍA PÉREZ (1992) un muestreo bietápico y estratificado tomando como población los C.T., de Fomento de Empleo, Formación y Prácticas de la provincia de Almería del período 1986-87-88.

Se realizó un primer muestreo referido al ejercicio 1987, sobre Contratos Temporales de Fomento de Empleo, en Prácticas y Formación, tomando como base la información contenida en un libro registro manual (en aquellos momentos la oficina del INEM de la Provincia de Almería aún no estaba informatizada), el tamaño de la muestra fue de un 3% y la técnica empleada fue generar números aleatorios, estratificando por meses y seleccionando de tres poblaciones, los contratos de Fomento de Empleo, Prácticas y Formación, tal y como aparecen en los apartados A, C, y D del Anexo III. INFORMACIÓN SOBRE CONTRATOS DE TRABAJO Y COLABORACIÓN SOCIAL (clasificados por sexo y sectores económicos), y en los Estadillos mensuales, que cada una de las oficinas de Empleo de la provincia remite mensualmente al INEM: "ESTADILLO GENERAL DE LA DIRECCIÓN PROVINCIAL DE ALMERÍA". Este primer muestreo se realizó con el objetivo de determinar si la tasa de fallo instantáneo se ajustaba a una curva "tipo bañera", y, por lo tanto, es posible aplicar la Teoría de la Fiabilidad véase SINGPURWALA - SCHAFER - MANN (1987), a la duración de los contratos temporales.

En el segundo muestreo, también se estratificó por meses y tipos de contratos, durante los ejercicios 1986, 1987 y 1988, al objeto de disponer de doce trimestres. Para realizar el muestreo fue necesario visitar cada una de las trece oficinas de Empleo que en aquellos momentos existían en la provincia; a saber ALBOX, Almería 1 (A-1), Almería 2 (A-2), Almería Provincia 2 (A2P), BERJA, CANJAYAR, CANTORIA, EL EJIDO, HUERCAL OVERA, OLULA DEL RÍO, ROQUETAS DE MAR, TABERNAS, VELEZ RUBIO, debido a que el único lugar donde figura el número del carné de identidad de cada una de las personas seleccionadas en la muestra es en el contrato inicial, contrato que habitualmente está formalizado en el modelo oficial aprobado por el Real Decreto correspondiente y archivado en la oficina del lugar.

El resultado de la muestra fue:

RESULTADO DEL MUESTREO POR OFICINAS MUESTREO POR OFICINAS

OFICINAS	1986 FMTO	1986 PRCT	1986 FORM.	1987 FMTO	1987 PRCT	1987 FORM.	1988 FMTO	1988 PRCT	1988 FORM.	TOTAL
ALBOX	1	0	0	1	0	1	5	0	1	9
ALMERIA 1	62	25	21	64	27	30	76	21	37	363
ALMERÍA 2	4	1	7	18	6	4	18	8	9	75
ALMERÍA 2P.	4	0	2	3	0	1	10	2	3	25
BERJA	0	0	0	2	0	1	3	0	0	6
CANJAYAR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CANTORIA	2	0	0	1	0	0	3	0	0	6
EL EJIDO	8	3	3	20	4	1	35	5	16	95
HUERCAL OV.	15	0	5	29	1	8	20	3	7	88
OLULA D RÍO	7	1	3	6	1	7	10	0	1	36
ROQUETAS	17	9	5	20	19	7	15	23	9	124
TABERNAS	1	0	0	2	0	1	1	0	0	5
VELEZ RUBIO	2	1	2	0	1	1	0	1	0	8
	123	40	48	166	59	62	196	63	83	840

RESULTADO DEL MUESTREO POR TRIMESTRES Y CONTRATOS

		1 T	2 T	3 T	4 T	TOTAL	
FOMENTO	1986	33	31	25	34	123	
PRACTICAS	1986	4	12	6	18	40	
FORMACION	1986	10	12	10	16	48	
							211 TOTAL AÑO 86
FOMENTO	1987	38	48	34	46	166	
PRACTICAS	1987	11	16	17	15	59	
FORMACIÓN	1987	13	17	15	17	62	
							287 TOTAL AÑO 87
FOMENTO	1988	44	46	46	60	196	
PRACTICAS	1988	14	10	22	17	63	
FORMACIÓN	1988	16	19	23	25	83	
							342 TOTAL AÑO 88
TOTALES		183	211	198	248	840	840

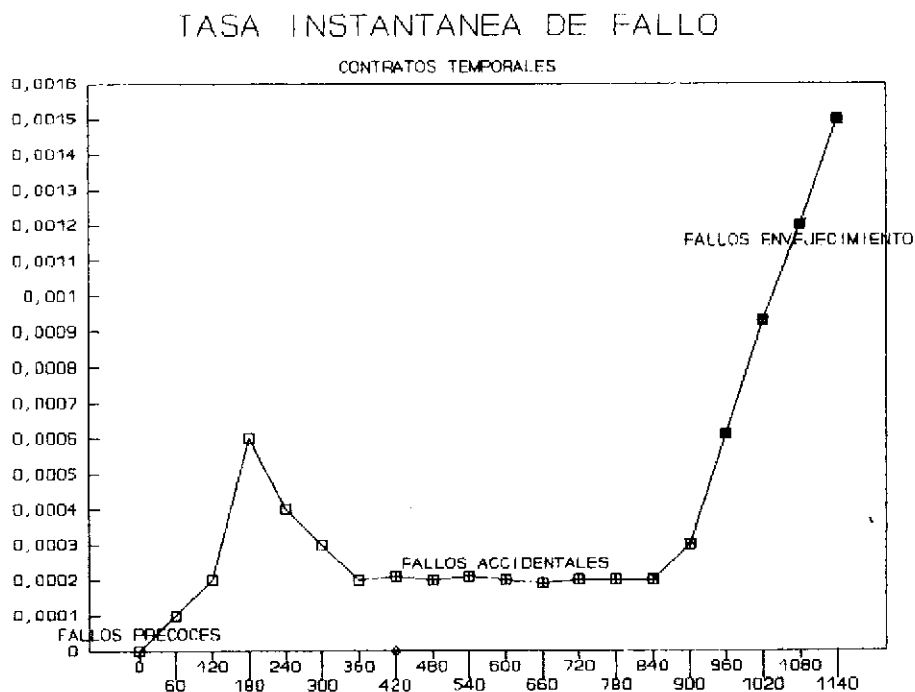
Hay dos resultados particularmente interesantes sobre estos muestreos para este trabajo, véase GARCIA PEREZ (1992) (1993), que son:

1.- El comportamiento, en cuanto a su duración, de los distintos tipos de Contratos Temporales no presenta diferencias estadísticamente significativas.

2.- La tasa de fallo se ajusta a una curva de bañera como la de la figura siguiente, donde se observa que en un primer tramo, los fallos aumentan rápidamente, alcanzando un máximo situado entorno a los 180 días (no se trata de una cifra caprichosa, estos 180 días son exactamente los seis meses en que esta fijada la duración mínima legal de estos tipos de contratos).

Pasados estos seis meses la tasa de fallo disminuye muy rápidamente en principio y lentamente después, podríamos considerar que existe un periodo de fallos accidentales donde la tasa de fallo se mantiene constante prácticamente (desde los 12 meses a 28 meses).

Entre los treinta y los treinta y seis meses la tasa de fallo aumenta vertiginosamente, siendo fácil reconocer, en la propia forma de la curva, un periodo de fallos por envejecimiento. Estos fallos, son el objeto de nuestro estudio y sobre los mismos se demostrará la existencia de componentes estructurales, en la provincia de Almería.



3.- LA FUNCIÓN BERNY

Recientemente Berny (1989) y (1991) tratando de facilitar el uso de funciones para el análisis del riesgo y sobre todo la dificultad que entraña para los expertos el contestar aquellas preguntas cuyas respuestas son necesarias para ajustar las distribuciones que comúnmente se utilizan en el Análisis de inversiones: Triangular, Rectangular y Beta, ha facilitado una función en la que cambia las preguntas o las hipótesis previas a realizar; en el cuadro adjunto se expone la diferencia entre los modelos anteriores y el modelo de Berny.

Estimaciones Clásica.

-
- mayor y menor (pesimista y optimista)
 - modal
 - varianza

Estimación Berny

-
- (a) El más probable (Moda)
 - (b) El menor posible más probable
 - (c) Una estimación de la probabilidad de exceder la moda.
 - (d) Una estimación de la probabilidad de exceder al menor más probable.

Una aportación interesante de Berny en relación con nuestro trabajo es que él no necesita acotar la variable en estudio (sea el tiempo, el coste, etc..). Para nuestro análisis de duración de contratos temporales individuales, el no tener que acotar la duración, se ajusta totalmente a las necesidades impuestas por los datos.

Veamos que la función de Berny puede considerarse como una generalización de la distribución β , y que puede utilizarse como función de supervivencia. La distribución β tiene una función de densidad normalizada:

$$b(x) = x^{p-1} (1-x)^{q-1} / B(p,q); 0 < x < 1 \quad p,q > 1$$

y para estimar sus parámetros se requieren 2 cualesquiera de las medidas, media, moda o desviación estándar.

La idea fundamental es establecer una función de supervivencia que dependa del tiempo transcurrido x y del tiempo que resta por transcurrir $(1-x)$, para ello, en general, podemos suponer que la función de densidad está basada en dos funciones $f_1(x)$ y $f_2(1-x)$, que en el caso de la β serían:

$$f_1(x) = x^{p-1} \quad y \quad f_2(1-x) = (1-x)^{q-1}$$

Una generalización de la función anterior puede venir expresada mediante:

$$dQ/dx = g f_1(x) f_2(1-x) f_3[Q(x)] f_4[1-Q(x)]$$

donde $Q(x)$ es la función de distribución y g una constante normalizadora.

Si hacemos $P(x) = 1-Q(x)$ y llamamos $x = T-T_0$

donde T = tiempo actual

T_0 = límite inferior

entonces un caso particular de la función anterior sería

$$dP/dx = -g f_1(x) f_4[P(x)] \quad x > 0 \quad y \quad 0 \leq P \leq 1$$

donde $P(x)$ sería la función de supervivencia propia de la Teoría de la Fiabilidad, véase SINGPURWALA -SCHAFFER -MANN (1987).

Siguiendo este camino podríamos hacer

$f_1(x) = x^{m-1}$ con $m > 1$, $f_4[P(x)] = P(x)$ tal que $d^2P/dx^2 = 0$ en la moda $P_M = P(x_M)$.

Entonces se puede demostrar, Berny (1989), que la función de supervivencia queda como sigue:

$$P(x) = P_M \exp \left[(1-1/m) (1-(x/x_M)^m) \right] \quad (1)$$

y su derivada:

$$dP/dx = (P_M/x_M^m) (m-1)x^{m-1} \exp \left[(1-1/m) (1-(x/x_M)^m) \right] \quad \text{donde } m > 1; \quad x_M = T_M - T_0 \quad (2)$$

siendo P_M la probabilidad de exceder a la moda.

Es importante reseñar que esta función de supervivencia tiene la propiedad de que $dP(x)/dx$ tiende a cero si $x \rightarrow \infty$, ó si $x \rightarrow 0$.

Por otra parte, cuando $x = 0$, entonces

$$P(0) = P_M \exp (1-1/m) \quad \text{o} \quad m = 1/[1-\ln(P(0)/P_M)]$$

Así esta nueva función de supervivencia de tipo Berny definida por las ecuaciones (1) y (2) requiere la estimación de cuatro parámetros

- (a) la moda $x_M = T_M - T_0$, es decir el mínimo valor T_0 y el valor modal T_M .
- (b) la probabilidad P_0 de exceder el mínimo valor más probable T_0 .
- (c) la probabilidad P_M de exceder la moda T_M .

Estas exigencias (a), (b), (c) se ajustan perfectamente a la necesidad de nuestro trabajo; en los estudios de duración de los contratos temporales, resulta fácil estimar la duración mínima más probable, que además no tiene por que ser cero, la probabilidad de exceder esta duración mínima, que en principio no tiene por que ser uno, la duración más frecuente (modal) y la probabilidad de exceder la duración más frecuente, ajustando estos parámetros con los estimadores obtenidos de la muestra, es decir, pueden utilizarse como estimadores de P_0 y P_M , los valores obtenidos para ellos en la muestra $\hat{P}_0$ y $\hat{P}_M$, siguiendo el método de estimación análogo en el tramo ascendente correspondiente al envejecimiento el $\hat{P}_0$ se puede estimar en la población mediante el estudio de la evolución longitudinal de los contratos temporales de fomento de empleo.

A continuación podemos obtener dos resultados de interés para nuestro estudio:

PROPOSICIÓN 1.- Siempre que la probabilidad P_0 de exceder el menor valor más probable sea 1, la función BERNY será una función WEIBULL.

Demostración.- Si comparamos la función de densidad de una Weibull con una Berny:

$$\text{Weibull} \quad f_w(x) = \alpha \lambda x^{\alpha-1} \exp(-\lambda x^\alpha)$$

$$\text{Berny} \quad f_B(x) = \frac{P_M}{x_M^m} (m-1) x^{m-1} \exp(1-1/m) \exp(-(1-1/m) (x/x_M)^m)$$

Podemos comprobar que haciendo

$$\text{Parámetro de escala} \quad \lambda = (1-1/m) \frac{1}{x_M^m}$$

$$\text{Parámetro de forma} \quad \alpha = m$$

quedaría: $f_B(x) = P_M \exp(1-1/m) \alpha \lambda x^{\alpha-1} \exp(-\lambda x^\alpha)$

de donde: $f_B(x) = P_M \exp(1-1/m) f_W(x)$

Por lo tanto, sobraría $P_M \exp(1-1/m)$ para ser iguales, pero esto es $P(0)$ que normalmente es la unidad. En este sentido, podemos afirmar, que la función Berny es una extensión de la función Weibull, donde no se exige que la probabilidad de exceder al menor sea 1 (en los contratos temporales la probabilidad de exceder al menor tiempo legal no es 1, no todos los contratos temporales duran más de seis meses). Esta característica de la función Berny, es la que, en nuestra opinión, la hace más apropiada que la Weibull para la modelización de la duración de los contratos temporales en el periodo de envejecimiento.

PROPOSICIÓN 2: No todas las funciones Weibull se pueden obtener a partir de funciones BERNY.

Demostración.- Si estudiamos la tasa de fallo que se obtiene a partir de una función Berny, que viene dada por

$$h(x) = \frac{f(x)}{1 - F(x)} = \frac{(m-1) x^{m-1}}{X_M^m} \quad m > 1$$

y como $m > 1$ la tasa de fallo es siempre creciente, recordemos que en una Weibull, la tasa de fallo puede ser creciente o decreciente según que el parámetro de forma α sea mayor o menor que 1.

4. AJUSTE Y CONJETURA BERNY

Por lo tanto, siempre que queramos ajustar una Berny a la tasa de fallo, debemos de hacerlo en el tramo creciente de la curva de bañera, es decir, si queremos aplicar la estrategia BERNY para ajustar funciones de supervivencia a los contratos temporales debemos hacerlo en el tramo en el cual sabemos que la tasa de fallo es creciente.

Dos observaciones importantes sobre la posibilidad de que la función Berny se adapte a las exigencias de nuestro trabajo empírico.

a) La obtención de la función Berny se realiza bajo la hipótesis de que la función de densidad depende tanto del tiempo transcurrido x , como del tiempo que resta por

transcurrir $(1-x)$, esto es algo semejante a lo que ocurre en la probabilidad de que un contrato temporal “falle”, es decir, esto depende del tiempo que haya durado hasta entonces, más del tiempo que queda para que obligatoriamente tenga que convertirse en fijo.

b) La intersección de la familia de funciones Berny $F(B)$ con la familia de funciones Weibull $F(W)$, no es el vacío, lo que permite utilizar, en el campo de la Teoría de Fiabilidad, funciones propias del Análisis de Inversiones.

Como sabemos, es muy frecuente utilizar la Weibull en ajustes paramétricos de Teoría de Fiabilidad. El ajuste Berny realizado tanto en el primer como en el segundo tramo ascendente no tiene para nada en cuenta los tiempos de fallo de los contratos, sino las condiciones estructurales de los mismos derivada del marco establecido por la legislación vigente y de la actitud empresarial agregada, es a partir de estas consideraciones como haciendo supuestos sobre los parámetros tratamos de ajustar una BERNY en los tramos ascendentes: el de fallos precoces y en el más interesante el de fallos por envejecimiento.

Para comprobar el ajuste de la función Berny a los datos muestrales correspondientes al primer muestreo, podemos recurrir a un test de adherencia (ji-cuadrado), tal como se muestra en las páginas siguientes:

cálculo de la función BERNY PRIMER TRAMO ASCENDENTE

	días			
Tiempo mínimo	mínimo	15		
tiempo máximo		180		
prob exced.mín.=		0.965517	Po	
prob. exc. máx.=		0.534483	PM	25

$$XM = 165$$

$$m = 2.447169 \quad 0.591364$$

PRÁCTICAS

nr	S(x)	X	F(x)	Pi(tca)	n*Pi	Jl
2	0.918664	60	0.081336	0.081336	4.554802	1.432996
10	0.736119	120	0.263881	0.182545	10.22253	0.004844
3	0.464503	180	0.535497	0.271616	15.21048	9.802175
12	0.219927	240	0.780073	0.244576	13.69628	0.210083
5	0.075084	300	0.924916	0.144843	8.11123	1.193377
1	0.017857	360	0.982143	0.057226	3.20468	1.516724

SUMANDO HASTA EL INTERVALO (300-360)
EN TOTAL 6 TERMINOS ,TENDRIAMOS.

JI EXPERIMENTAL 14.1602
CON 4 GRADOS DE LIBRETAD(6 -2) JI TEORICA 9.49
RESULTA DIFICIL OBTENER ESTE AJUSTE POR LA GRAN MASA QUE
APORTA EL INTERVALO (120- 180) (CERCANO A LOS SEIS MESES ,
DURACION MINIMA DE LOS CONTRATOS TEMPORALES

cálculo de la función BERNY
SEGUNDO TRAMO ASCENDENTE

Tiempo mínimo	días	900	
tiempo máximo	nimo	1200	
prob exced. min.		0.846154	Po
prob. exc. max		0.615385	PM
			25

XM= 300
m= 1.467252 0.318454

PRACTICAS

nr	S(x)	X	F(x)	Pi(tca)	n*Pi	SUMANDOS JI
	1	0	0			JI
0	0.842837	15	0.157163	0.157163	8.801119	8.801119
15	0.727927	180	0.272073	0.11491	6.434978	11.40013
17	0.615385	300	0.384615	0.112542	6.302365	18.15817
4	0.502182	420	0.497818	0.113203	6.339347	0.863266
2	0.397944	540	0.602056	0.104238	5.837309	2.522556
2	0.307364	660	0.692636	0.09058	5.072472	1.861042
3	0.199961	840	0.800039	0.107404	6.014602	1.51096
9	0.074154	1200	0.925846	0.125807	7.045183	0.5424

SUMANDO DESDE EL TERMINO 420
EN TOTAL CINCO SUMANDOS

	JI EXP.	=	7.300226
95% (3 G.L.)	JI TEOR.	=	7.38
99% (3 G.L.)	JI TEOR.	=	11.34

SE PUEDE ACEPTAR EL AJUSTE

A tenor de lo expuesto en este apartado, podemos realizar la siguiente conjetura o hipótesis:

CONJETURA BERNY: Sabiendo que es posible realizar un ajuste Berny a la duración de los contratos temporales en sus tramos crecientes. ¿Será posible realizar este ajuste a lo largo del tiempo manteniendo invariables los parámetros T_0 y T_M ?

La respuesta, en caso de ser afirmativa, daría pie a pensar en la existencia de parámetros que permanecen constantes a lo largo del tiempo, al margen de como evolucionen las variables de coyuntura económica.

5. RESULTADOS Y CONCLUSIONES

Pues bien, llegado este momento, hemos de intentar comprobar si la conjetura anterior puede encontrar un apoyo empírico en los resultados obtenidos a partir del segundo muestreo realizado. Al objeto de ejecutar las operaciones pertinentes, hemos diseñado los cálculos necesarios en una hoja electrónica (LOTUS 2.2) que permita agilizar las comprobaciones; el resultado obtenido después de diferentes pruebas y un largo período de búsqueda es el siguiente.

Tomamos como parámetros estructurales los siguientes:

- a) Duración mínima = 745 días.
- b) Probabilidad de excederla: se estima de la población mediante un estudio de la evolución longitudinal.
- c) Tiempo más probable = 1.105 días.
- d) Probabilidad de excederlo: se estima de la muestra como una probabilidad condicionada.

Después de numerosas pruebas, hemos conseguido el ajuste buscado, resultado que puede verse completo en el Anexo 10 de GARCÍA PÉREZ (1992).

A partir de dichos resultados, se puede aceptar, sin ninguna dificultad, este comportamiento estructural salvo en cuatro (de los doce) casos (2T,87); (3T,87); (1T,88); (4T,88), no obstante, incluso en estos casos, es posible aceptar el ajuste, solamente con realizarlo hasta la duración de 1095 días, es decir, si despreciamos la cola a partir de los 1095 días, el ajuste se podrá aceptar en los doce casos.

El rechazo de esta cola encuentra un fuerte apoyo en consideraciones estrictamente legales: La duración legal máxima de estos contratos es de tres años $3 \times 365 = 1095$ días, por lo que en cierto modo, el comportamiento de estos contratos a partir de ese momento es completamente atípico y difícilmente se podrá encontrar una explicación lógica y legal para el comportamiento de la cola.

El hecho de que tanto la duración mínima más probable como la duración más probable permanezcan invariables a lo largo del tiempo, en un período 86-91 que ha conocido un crecimiento sostenido hasta 89-90 y una recesión prolongada, desde entonces, reafirma la independencia entre el comportamiento de la contratación y la evolución de la economía, en la provincia de Almería.

En principio, los 1105 días encuentran poca explicación si se diese, en todos los casos, una aplicación estricta de la Ley, pero como comentan Segura J., Durán F., Bentolila S. y Toharia L. (1991) una práctica habitual de precarización de la contratación temporal es el encadenamiento de los contratos de prácticas con los contratos de formación y con los contratos de fomento de empleo, lo que alarga artificialmente la duración legal máxima de los mismos.

En conclusión se puede afirmar, después de lo expuesto, que el envejecimiento de los contratos temporales tiene un comportamiento estructural ajeno al ciclo económico en la provincia de Almería. Sería deseable poder contrastar la tesis anterior en un ámbito geográfico mayor, el problema estriba fundamentalmente en la disponibilidad de los datos, necesarios para aplicar la metodología presentada en este trabajo.

BIBLIOGRAFIA

Bentolla, S.: *Costes de Despido*.

El País, 4-11-1993 Pág.49

Berny, J. (1989): *A New Distribution Function for Risk Analysis*

Journal of the Operational Research Society, Vol.40 Nº12 pág.1121-1127

Berny, J. (1991): *Letters and Viewpoint*

Journal of the Operational Research Society, Vol.42 Nº3 pág.267-269

Espina, Alvaro (1990): *Un Balance de la Etapa de Implantación de las Políticas Activas de Mercado de Trabajo en España: 1983-1989*

Estudio de Economía del Trabajo en España III. El Problema del Paro.

Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. Colección: Economía y Sociología del Trabajo. Pág. 1029-1067

García Perez, José (1992): *Teoría de Fiabilidad y Empleo Temporal*
Tesis doctoral. Universidad de Granada.

García Perez, José (1993): *Análisis no Paramétrico de la Contratación Temporal*
Actas de la VII Reunión Anual de ASEPELT-ESPAÑA.

Servicio de Publicaciones de la Universidad de Cadiz. Pág.16-25

Segura, J., Duran, F., Toharia, L., Bentolila S. (1991): *Análisis de la Contratación Temporal en España*

Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. Centro de Publicaciones.

Singpurwala, N.D., SchAfer, R.E. Y Mann, N.R. (1987): *Methodes for Statistical Analysis of Reliability and Life Data.*

John Wiley

NOTA

(*) Se agradecen las sugerencias de un evaluador anónimo que han servido para mejorar sustancialmente el contenido de este trabajo. Los errores que permanezcan, de haberlos, son de nuestra exclusiva responsabilidad.