
Joaquín A. Millán ()*

La distribución de tamaños de las Cooperativas olivareras en Jaén

1. INTRODUCCION

La distribución del tamaño de las empresas en una industria, cualquiera que sea la medida de dimensión utilizada, presenta una marcada asimetría. Un número relativamente pequeño de empresas grandes participa de forma mayoritaria en el conjunto de las actividades de la industria. Esto no tiene explicación dentro de la teoría neoclásica de la producción.

Si la teoría neoclásica asume que todas las empresas en la industria deben enfrentarse a la misma estructura de costes, entonces predice, contrariamente a lo observado en la realidad, que todas las empresas de la industria serán del mismo tamaño. Por otro lado, si asume la posibilidad de costes diferentes para distintas empresas (1), entonces no establece ninguna predicción, en absoluto, sobre la distribución de tamaños.

Por ello, según Simon (1979), la teoría clásica es incompatible con, o bien irrelevante a, la distribución de tamaños de empresas en la industria.

Las distribuciones observadas empíricamente de tamaños de empresas muestran una considerable regularidad en su sesgo, y, asimismo, se ajustan bastante bien a diversas distribuciones

(*) Dr. Ingeniero Agrónomo. Dirección General de Investigación y Extensión Agrarias de la Junta de Andalucía.

(1) Por ejemplo, en las consideraciones «ex-ante», «ex-post» de elección de tecnologías de producción. Véanse Stigler (1939), Fuss y McFadden (1978).

— Agricultura y Sociedad, n.º 43 (Abril-Junio 1987)

teóricas sesgadas. Dichas distribuciones pueden explicarse por procesos estocásticos que tienen en común alguna forma de la ley del efecto proporcional, en la que las probabilidades de crecimiento de las empresas son independientes del tamaño inicial.

En este marco de la teoría estocástica de la empresa se analiza la estructura industrial de las cooperativas olivareras de Jaén.

Algunos trabajos han tratado, anteriormente, la distribución de tamaños de las cooperativas olivareras.

López Ontiveros (1982) clasifica las cooperativas en estratos de dimensión, según la producción de aceite, y muestra para cuatro provincias andaluzas (Jaén, Córdoba, Sevilla y Granada), una distribución similar en la dimensión de las cooperativas, de enorme dispersión y desigualdad, siendo la dimensión media mayor en Córdoba que en las restantes provincias.

Asimismo, se deben destacar las conclusiones respecto al número de socios por cooperativa y a la aportación de fruto por los socios. En Jaén, el 2 % de las cooperativas tienen más de 1.000 socios, y el 7 % más de 600 socios. Casi el 80 % de las cooperativas andaluzas se encuentra en el intervalo que va entre 100 a 600 socios. Por otro lado, es grande también la dispersión entre la capacidad de los distintos socios. En prácticamente todas las cooperativas hay olivareros pequeños y medianos (hasta 50 Tm/año de aceituna, en la clasificación de López Ontiveros) que representan el 80 % del total de socios; en poco más de la mitad de las cooperativas hay socios muy grandes (más de 100 Tm/año de aceituna) y en una proporción muy baja.

Ceña et al. (1983) realizan un análisis empírico del cooperativismo agrario en Andalucía, en gran medida dentro del marco teórico de Olson (1965) (2).

(2) La tesis de Olson se puede resumir brevemente en la siguiente forma:

1. Los individuos no se asocian si no obtienen de la asociación mayores beneficios de los obtenidos en la actuación individual de los mismos.
 2. Por lo anterior, para que una asociación se forme es precisa la actuación en primer lugar de algún grupo pequeño que muestra las ventajas de la acción colectiva, o bien la existencia de algún tipo de coacción.
-

De forma coherente con el propósito de su trabajo, la acción social colectiva, Ceña et al. utilizan el número de socios como medida de la dimensión de las cooperativas, observándose una gran dispersión en esta variable. El estudio, realizado sobre encuesta directa a 74 cooperativas olivareras, apoya la hipótesis de mayor espontaneidad de la acción colectiva en grupos pequeños, así como su mayor eficacia a la hora de articular intereses latentes en la acción colectiva. El proceso habitual de creación de cooperativas olivareras se hace casi siempre a partir de un grupo pequeño, que inmediatamente sufre una ampliación no muy grande, pero que inicia un ritmo de crecimiento más o menos sostenido hasta conseguir un tamaño estable, muy frecuentemente por encima de los 200 socios. Por el contrario, muy pocas veces el proceso de crecimiento es rápido, e iniciado por grupos relativamente grandes, de más de 30 individuos.

Este artículo está estructurado en la forma siguiente: En la sección segunda se describen los datos utilizados en el análisis. En la tercera sección se presentan la ley del efecto proporcional, en la forma básica que conduce a una distribución lognormal de tamaños, y las principales implicaciones de la hipótesis lognormal. En el apartado cuatro se estudian las consecuencias de algunas relajaciones de la versión estricta de la ley del efecto proporcional. En la sección quinta se realiza el análisis empírico. La sección sexta analiza brevemente el crecimiento de las empresas dentro, asimismo, de la teoría estocástica. Finalmente se recogen las principales conclusiones del trabajo.

2. LOS DATOS

Los datos utilizados en el estudio proceden de las memorias y los balances de una muestra de 103 cooperativas olivareras de Jaén, recogidos para las campañas que van de 1973-74 a 1978-79, ambas inclusive, por el Servicio de Asistencia Contable de UTECO-Jaén.

No existe información recogida con posterioridad a 1979

por dejar de ser obligatoria para las cooperativas la presentación de memorias y balances anuales a la Unidad Técnica de Cooperación de la Delegación Provincial del Ministerio de Trabajo, a partir de dicho año (3).

Se tiene pues la posibilidad de estudiar la dimensión en las cooperativas olivícolas de Jaén entre 1974 y 1979, así como su evolución y crecimiento. Las medidas de dimensión disponibles son: aceituna aportada, ingresos obtenidos, cantidades y valor de aceite y subproductos, y todas aquellas referidas a masas de balance.

Con relación a la información aportada por Ceña et al. (1983) de la existencia de 165 cooperativas olivícolas de Jaén en 1980, la muestra de 103 cooperativas del presente estudio supone un 62 % del censo.

Atendiendo exclusivamente al aspecto tecnológico de extracción de aceite, y teniendo en cuenta la cifra del censo de Industrias Agrarias de 1977, que da 473 almazaras en Jaén, la muestra estudiada supone un 22 % del censo.

Se presenta en el cuadro 1 la participación de la muestra estudiada de 103 cooperativas en la molturación total provincial de Jaén y en el total nacional de aceituna de almazara.

A continuación se definen las variables que se utilizan como medidas de dimensión en el presente trabajo:

Fruto aportado es la cantidad total de aceituna entregada por los socios, medida en toneladas.

Ingreso total es la cantidad, en miles de pesetas, que recoge todos los ingresos percibidos por la cooperativa en la campaña. Recoge pues, los cobros por venta de aceite y subproductos, por prestación de servicios a socios, ingresos financieros, etc., más la valoración de las existencias de aceite y subproductos.

(3) Los documentos que han de aportar obligatoriamente las cooperativas, a partir de 1980, aparecen en el artículo 70.6 del Reglamento de Cooperativas de 1978.

CUADRO 1
Cuota de participación de la muestra en la molturación de aceitunas

Campaña	Total muestra (10 ³ Tm)	Total nacional (10 ³ Tm)	% sobre España	Total Jaén (10 ³ Tm)	% sobre Jaén
73-74	211,2	2.114,7	10	773,3	27
74-75	156,6	1.547,4	10	484,1	33
75-76	255,8	2.203,1	12	808,5	32
76-77	176,3	1.950,0	9	559,7	33
77-78	188,8	1.743,8	11	666,0	29
78-79	321,8	2.578,2	13	1.118,0	29

Fuente: *Anuarios de Estadística Agraria* (varios años) y elaboración propia.

Es una cantidad que proporcionan y justifican las cooperativas en la memoria.

Número de socios es el que acompaña a la memoria anual junto a los nombres de los miembros de las Juntas Rectoras en la información facilitada por las propias cooperativas. Hay que suponer que las Asambleas Generales anuales, o los momentos en que se hace recuento del número de socios, que no están especificados, se celebran aproximadamente en la misma época todos los años y en todas las cooperativas para que las cifras sean comparables.

Propio es el que figura en balance, incluyendo capital social, reservas y fondo de amortización, medido en miles de pesetas. En los balances de 1979, el fondo de amortización aparece restando el inmovilizado material. Por las razones apuntadas por Ballester (1969), el fondo de amortización se considera una autofinanciación más, y se incluye en el propio.

Inmovilizado es el inmovilizado total tanto material como inmaterial y financiero, según balance, sin restar amortizaciones, medido en miles de pesetas. No se corresponde, pues, al Grupo II del Plan General de Contabilidad, al omitirse además los gastos de constitución y de primer establecimiento.

Esta última variable utilizada requiere algunas consideraciones. La medida del inmovilizado material es interesante como valoración de los equipos, sobre todo si es posible establecer una comparación con medidas físicas de los mismos, como la potencia eléctrica o la capacidad de molturación, de los que no se disponen datos. El inmovilizado material presenta, por otro lado, el inconveniente de no tener un crecimiento regular: variaciones importantes en el inmovilizado material se dan sólo en la renovación de equipos. Millán (1986a) muestra la importancia del inmovilizado inmaterial y financiero en el crecimiento de las cooperativas. Por todo lo apuntado, se ha preferido utilizar sólo el inmovilizado total, según balance, incluyendo amortizaciones.

Se han omitido varias medidas disponibles de dimensión. Aceite obtenido y valor de la producción no se han utilizado por estar muy ligados a fruto aportado y a ingreso total (se prefieren los valores que representan los extremos del conjunto de actividades de la cooperativa: materia prima, y valoración del output bruto de todas las actividades). El activo total no se utiliza por la variabilidad debida a haber liquidado la cooperativa la cosecha a los socios, o no haberlo hecho.

3. HIPOTESIS DE GIBRAT. LEY DEL EFECTO PROPORCIONAL

Gibrat (1931) observó que la distribución de los logaritmos de algunas variables económicas (rentas, herencias, depósitos bancarios de individuos, beneficios y número de trabajadores de las empresas, número de habitantes de las ciudades, etc.), es, aproximadamente, normal.

Gibrat explica este fenómeno por la ley del efecto proporcional (4).

«Se dice que una variable sujeta a un proceso de cambio

(4) La ley del efecto proporcional es, de hecho, anterior a Gibrat. Véase el capítulo 3 de Aitchison y Brown (1957).

obedece la ley del efecto proporcional si el cambio experimentado por la variable en cualquier etapa del proceso es una proporción aleatoria del valor previo de la variable.»

La ley del efecto proporcional establece, pues:

$$X_i(t) = e_i(t) \cdot X_i(t-1) \quad (1)$$

siendo $e_i(t)$ una variable aleatoria distribuida independientemente de $X_i(t-1)$.

Si la ecuación (1) se cumple para todos los individuos estudiados ($i=1, \dots, n$) y para todos los períodos de tiempo ($t=1, \dots, T$), y las $e_i(t)$ están independientemente distribuidas, siendo relativamente pequeños los efectos en cada etapa, se puede demostrar (Aitchison y Brown, 1957, p. 23) que la distribución de la variable $X_i(t)$ tiende asintóticamente a una distribución lognormal de dos parámetros.

La ley del efecto proporcional, referida en particular al tamaño de empresas, se puede expresar también de la siguiente manera:

«La probabilidad de que una empresa crezca con una tasa de crecimiento determinada es independiente de su tamaño inicial.»

Este nuevo enunciado de la ley puede comprobarse fácilmente dividiendo por $X_i(t-1)$ ambos términos de la expresión (1).

La ley del efecto proporcional presenta las siguientes implicaciones (Hart, 1962):

1º Todas las empresas, grandes, medianas y pequeñas, tienen la misma tasa media de crecimiento proporcional.

2º La dispersión de las tasas de crecimiento alrededor de la media es también la misma para las empresas grandes, medianas y pequeñas.

3º La distribución de las tasas de crecimiento proporcional es también lognormal.

4º La dispersión relativa de los tamaños de la empresa tiende a incrementar en el tiempo.

De las propiedades estadísticas de la distribución lognormal (5) se desprenden algunas aplicaciones de interés para distribuciones de tamaño de empresas (Hart y Prais, 1956):

1º Posibilidad de realizar comparaciones de concentración intertemporales o interespeciales a partir de un solo parámetro: la varianza o la medida de Lorenz.

2º Posibilidad de reconstruir la distribución completa a partir de tan sólo unos datos (por ejemplo: un índice de concentración y el número total de empresas), por medio de una comparación con las curvas de Lorenz (Gráfico 1).

Así, se tiene que una de las principales ventajas de la distribución lognormal es la posibilidad de describir de forma sumaria una estructura industrial, obteniéndose índices de concentración y otras medidas de interés.

4. DESVIACIONES DE LAS HIPOTESIS DEL EFECTO PROPORCIONAL

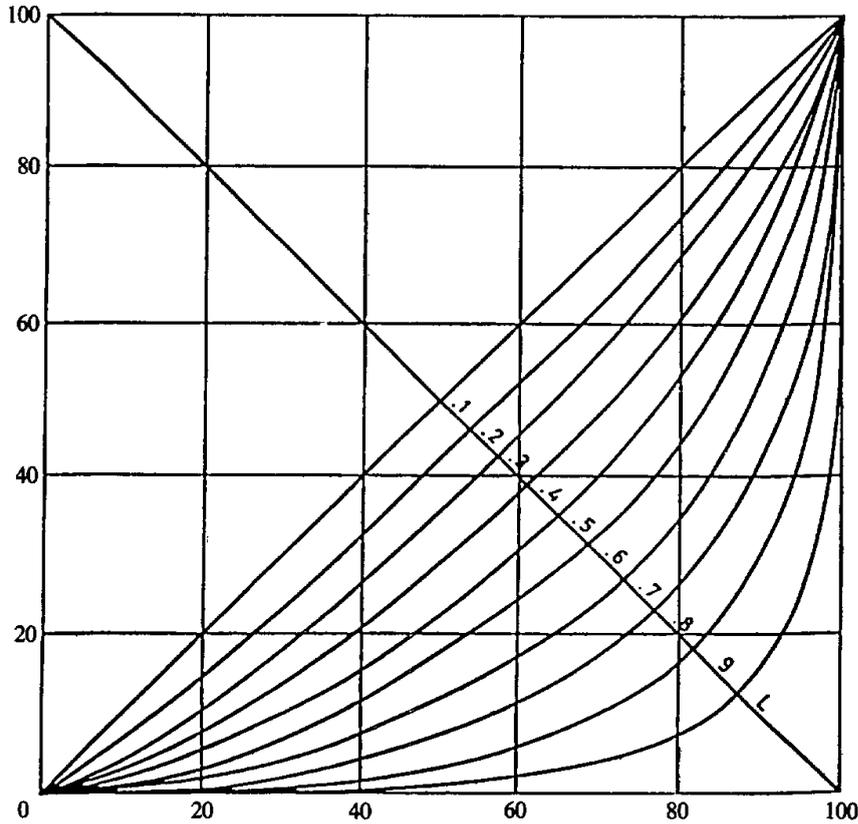
En la sección anterior se comenta un proceso básico que conduce a la distribución lognormal de dos parámetros. En dicho proceso hay dos hipótesis implícitas: 1º el número de empresas es constante; 2º el crecimiento es equiproporcional, como se ha visto.

Relajando el supuesto de número constante de empresas, es decir, permitiendo nacimiento y desaparición de empresas, se tienen unos procesos estocásticos que conducen, en muchos

(5) Tres de ellas tienen un notable interés desde la perspectiva económica de la desigualdad:

1. La medida de concentración de Lorenz tiene relación monótona con la varianza de la distribución lognormal y es independiente de la media.
 2. Las curvas de Lorenz no interceptan entre sí.
 3. La distribución lognormal es la única distribución de frecuencias que origina curvas de Lorenz simétricas respecto a la diagonal normal a la distribución uniforme. Véase Aitchison y Brown, 1957, cap. 2 y pp. 111-115.
-

GRAFICO I

Curvas de Lorenz teóricas correspondientes
a la distribución lognormal

(Tomado de Hart y Prais, 1965, p. 160.)

casos, a otras distribuciones asimétricas, como las de Pareto, que según Simon (1955) pertenecen a una familia de distribuciones sesgadas que es la distribución de Yule.

Se van a analizar aquí más detalladamente las desviaciones del crecimiento equiproporcional. Implícitamente se ha asumido que las plantas o las empresas de todos los tamaños no experimentan ventajas o desventajas con respecto a sus probabilidades

de crecimiento. Se trata de una hipótesis de rendimientos de escala constantes (Simon y Bonini, 1958).

Se puede esperar que el acceso a los mercados financieros, la estructura de la demanda de productos (oligopolio), motivaciones empresariales, y otros muchos factores, afecten a la tasa de crecimiento proporcional en relación con el tamaño. Más aún, no necesariamente este conjunto de efectos ha de distribuirse compensándose entre los mismos para que se pueda considerar válida la ley del efecto proporcional, aunque sólo sea como aproximación. De esta forma pueden aparecer desviaciones importantes de la lognormalidad de dos parámetros. Hay que señalar también que modificando algunos supuestos del proceso básico es aún posible obtener distribuciones lognormales (Kalecki, 1945). Esto incluye la posibilidad de economía de escalas variables.

Las curvas de costes medios a largo plazo tienen, en la teoría neoclásica una forma de U. Sin embargo, los autores de Organización Industrial, siguiendo a Bain (1956), consideran que las curvas de costes medios a largo plazo tienen, típicamente, forma de L. Esto puede sugerir que las plantas pequeñas, por debajo de la mínima escala eficiente, deben crecer más rápidamente, de forma que se sitúen en posición competitiva con las plantas que operan en el tramo horizontal de la curva de costes, favoreciendo la zona media de la distribución de empresas.

Por otro lado, Steindl (1965) señala que la existencia de importantes economías de escala para las plantas de gran tamaño puede originar un número desproporcionado de plantas grandes en una industria y, asimismo, puede actuarse en el sentido contrario, debido a la influencia de estas empresas en el mercado de factores.

Un caso que parece ser frecuente en la realidad es el de moderados rendimientos a escala crecientes. En este caso, es favorecida la zona media de la distribución, a costa de las plantas mayores, como parece desprenderse de los estudios de Steindl (1965) y Clarke (1979).

CUADRO 2

Contraste lognormal de dos parámetros
Años 1974-1976

Año	Dimensión	(1) Media	(1) Varianza	(2) Asimetría	(3) Kurtosis	(4) $\chi^2_{(6)}$
1974	Fruto	7.414	.527	-.24	3.66	3.06
	Ingreso	10.167	.537	-.28	3.84	3.46
	Socios	5.507	.400	.14	3.31	4.25
	Propio	8.514	.608	-.37	3.80	8.21
	Inmovilizado	8.718	.746	-.44	3.44	6.82
1975	Fruto	7.068	.561	-.25	2.88	7.58
	Ingreso	10.073	.546	-.23	2.85	9.39
	Socios	5.529	.414	.12	3.25	5.75
	Propio	8.635	.610	-.40	4.04	13.54
	Inmovilizado	8.899	.656	-.56	4.01	7.81
1976	Fruto	7.543	.596	-.29	3.14	5.72
	Ingreso	10.422	.584	-.22	3.17	7.83
	Socios	5.565	.410	.03	3.30	11.50
	Propio	8.823	.564	-.26	3.55	10.45
	Inmovilizado	9.007	.608	-.44	3.24	10.22

(1) Estimaciones de máxima verosimilitud.

(2) Coeficiente g_1 (3) de Geary y Pearson.

(3) Coeficiente g_2 (4) de Geary y Pearson.

(4) Sobre 10 clases equiprobables obtenidas a partir de las estimaciones de máxima verosimilitud de la media y de la varianza.

CUADRO 3

Contraste lognormal de dos parámetros
Años 1977-1979

Año	Dimensión	(1) Media	(1) Varianza	(2) Asimetría	(3) Kurtosis	(4) $\chi^2_{2(8)}$
1977	Fruto	7.193	.584	-.73	4.82	19.25
	Ingreso	10.028	.615	-.61	4.48	8.57
	Socios	5.585	.417	-.04	3.26	10.61
	Propio	8.890	.587	-.34	3.99	10.08
	Inmovilizado	9.096	.637	-.41	3.14	5.23
1978	Fruto	7.282	.517	-.50	3.76	7.15
	Ingreso	10.337	.514	-.48	3.79	10.51
	Socios	5.604	.416	-.03	3.29	11.68
	Propio	8.964	.601	-.45	3.96	15.17
	Inmovilizado	9.148	.631	-.41	3.06	9.27
1979	Fruto	7.779	.578	-.14	3.19	7.41
	Ingreso	10.982	.541	-.16	3.27	4.84
	Socios	5.613	.404	-.06	3.42	7.37
	Propio	9.152	.589	-.43	3.83	4.90
	Inmovilizado	9.247	.677	-.22	3.08	4.86

Nota: Ver cuadro 2.

Así pues, la existencia de factores oligopolíticos, de entradas y salidas de empresas de la industria, y de fusiones y absorciones de empresas, pueden producir, a priori, desviaciones importantes de la lognormalidad. La discusión de esta cuestión es extraordinariamente compleja tanto desde el punto de vista teórico como empírico (Ijiri y Simon, 1964; Quandt, 1966).

Finalmente hay que señalar que se pueden producir desviaciones importantes de lognormalidad y de cualquiera otra distribución de empresas que se supone generada por un proceso aleatorio, si este no se ha desarrollado durante un tiempo suficiente largo, debido al carácter asintótico de los modelos que conducen a tales distribuciones.

5. ANALISIS EMPIRICO

Se han estimado distribuciones lognormales de dos parámetros por el método de máxima verosimilitud, que consiste simplemente en obtener la media y la varianza de la muestra transformada en valores logarítmicos.

Los cuadros 2 y 3 presentan los resultados de la estimación y del contraste de la hipótesis lognormal para los años 1974-76 y 1977-79, respectivamente, para las distintas medidas de dimensión.

En primer lugar se van a comentar los resultados del contraste por medio del estadístico χ^2 . El contraste se ha realizado sobre 10 grupos equiprobables obtenidos a partir de las estimaciones de máxima verosimilitud de las medias y de las varianzas, por lo que se dispone de un contraste basado en el estadístico χ^2 con 8 grados de libertad. En todos los grupos hay un número suficiente de observaciones, no se plantean dificultades con la agregación de los valores extremos, y los puntos de separación entre los diversos grupos no se eligen arbitrariamente.

La hipótesis lognormal es aceptada al 99 % en todos los casos; al 95 % es aceptada en todos los casos excepto fruto

aportado en 1977; al 90 %, se rechaza, además la lognormalidad de propio en 1976 y 1978. En 1974 y 1979, la hipótesis lognormal es aceptada para todas las medidas de dimensión al 75 %.

Un contraste de lognormalidad más preciso es el realizado sobre los coeficientes de asimetría y kurtosis de la muestra transformada en valores logarítmicos (Aitchison y Brown, 1957; pp. 34-35).

Si el coeficiente de kurtosis es menor que el límite inferior de aceptación de hipótesis la distribución transformada es platicúrtica (más aplanada que la normal); si el coeficiente es mayor que el límite superior, la distribución transformada es leptocúrtica (con una cima más alta que la distribución normal).

La dimensión medida en número de socios cumple la hipótesis de lognormalidad todos los años al 95 % de significación. Todas las medidas de dimensión utilizadas cumplen la hipótesis lognormal al 95 % en el año 1976.

Los restantes años hay diversos fallos en el cumplimiento de la hipótesis: La distribución de propio es leptocúrtica en todos los casos; en 1975, lo es la distribución del inmovilizado y en 1977 la de fruto aportado; suele serlo la distribución del ingreso (1974, 1977, 1978). Se presenta sesgo negativo significativo al 95 % en fruto e ingreso los años 1977 y 1978; y en inmovilizado el año 1975. Todas las medidas de dimensión utilizadas cumplen la hipótesis lognormal al 99 %, excepto fruto e ingresos en el año 1977.

Se observa, como es lógico, mayor regularidad en los contrastes sobre las medidas de variables «fondo» (las obtenidas por acumulación: socios, propio, inmovilizado) que sobre las medidas de variables «flujo» (fruto e ingreso).

A la vista de los resultados de los contrastes, se puede aceptar como válida, aunque con algunas reservas, la utilización de la distribución lognormal para la descripción de la estructura industrial de las cooperativas olivарeras de Jaén.

La concentración relativa se puede estudiar rápidamente a partir de las varianzas de las distribuciones lognormales (6).

Las estimaciones de la varianza lognormal para las medidas de dimensión en aceituna aportada y en ingreso varían entre .51 y .59, sin que se observen tendencias a lo largo de los años estudiados. Para estos valores corresponden unos índices de desigualdad de Lorenz entre 38 % y 41 %.

La varianza del logaritmo del número de socios es aproximadamente .41 en todos los años estudiados. A este valor corresponde un índice de Lorenz del 35 %.

Para las varianzas de los logaritmos de propio e inmovilizado no se observan tampoco tendencias en su evolución, aunque la estimación de 1974 para el inmovilizado da un valor muy alto. Se tienen unos índices de Lorenz del 41 %, aproximadamente, en la medida de dimensión en propio, y entre 42 % y 45 % (en 1974) para la medida de dimensión en inmovilizado.

Se observa claramente como la menor desigualdad, aunque grande, se da en la medida de dimensión en número de socios, y la mayor desigualdad al medir la dimensión en las cifras de inmovilizado. Este resultado es, hasta cierto punto, sorprendente, y se comentará más adelante.

6. CRECIMIENTO

En la Sección III, se presentaron las implicaciones de la ley del efecto proporcional, según Hart (1962). A ellas se puede añadir que la tasa de crecimiento en un período no está influenciada por el crecimiento en períodos anteriores, ya que es uno de los supuestos en que se apoya la ley. Las anteriores implicaciones son contrastables empíricamente.

(6) La tabla A1 de Aitchison y Brown (1957, pp. 154-155) contiene, entre otras características de la distribución lognormal: el coeficiente de variación de la distribución, el ratio media/mediana, la proporción no mayor que la media, y la media de desigualdad de Lorenz que, como es sabido, es el cociente del área comprendida entre la curva de Lorenz y la diagonal de igual distribución.

El principal interés de la investigación empírica se centra en la primera implicación de la ley: «las empresas de diferentes clases de tamaños tienen la misma tasa de crecimiento proporcional».

Así, diversas versiones de la ley del efecto proporcional han sido investigadas empíricamente en la cuestión: ¿Es la tasa de crecimiento de una empresa independiente de su tamaño?

La hipótesis se puede contrastar en la forma siguiente:

$$\ln/x(+)_1 = a(t) + b(t) \cdot \ln/x(t-1)_i + \ln e(t)_i \quad (2)$$

(t) y (t-1) denotan períodos de tiempo sucesivos, $\ln e(t)_i$ es una variable aleatoria homocedástica con media cero.

Si $b(t) = 1$, entonces la tasa de crecimiento de las empresas durante el período (t) es independientemente del tamaño de las mismas. Si $b(t) > 1$, entonces las empresas grandes crecen más rápidamente que las pequeñas; al contrario, el crecimiento de las pequeñas es mayor en el caso $b(t) < 1$.

Por consiguiente, ajustando (2) y contrastando la hipótesis $H_0: b(t) = 1$, se puede analizar la primera implicación de la ley del efecto proporcional.

Existen diversas consideraciones teóricas apoyadas en resultados empíricos previos que permiten suponer un crecimiento más rápido de las empresas relativamente pequeñas. López Ontiveros (1982) señala la existencia de unas curvas de costes medios en forma de L. Asimismo Millán (1987) obtiene economías de escala crecientes en almazaras. Por ello, se debe esperar una tendencia de las empresas pequeñas a aproximarse a la región plana de la curva de costes medios.

Además, se ha visto en la sección anterior que la concentración relativa de las diferentes medidas de dimensión no ha variado a lo largo del período estudiado. Esto apoya la hipótesis de crecimiento más rápido de las cooperativas más pequeñas, ya que la ley del efecto proporcional implica un incremento de la concentración relativa (Hart, 1962).

CUADRO 4

Crecimiento: Estimación MCO

	Fruto	Ingreso	Socios	Propio	Inmovilizado
75-74 (99 coop.)7497 .0671 -3.73	.8084 .0562 -3.41	.9789 .0098 -2.15	.9986 .0159 -.09	.9154 .0255 -3.32
76-75 (103 coop.)8428 .0478 -3.29	.8385 .0479 -3.37	1.0011 .0088 .12	.9407 .0199 -2.98	.9399 .0208 -2.89
77-76 (103 coop.)8303 .0571 -2.97	.8155 .0531 -3.47	.9874 .0091 -1.39	1.0078 .0157 .50	.9900 .0259 -.39
78-77 (103 coop.)8496 .0637 -2.36	.8599 .0672 -2.08	.9982 .0075 -.24	1.0058 .0111 .52	.9858 .0138 -1.03
79-78 (102 coop.)8370 .0432 -3.77	.8598 .0452 -3.10	.9952 .0078 -.62	.9553 .0283 -1.58	.9917 .0326 -.03
79-74 (98 Coop.)9280 .0554 -1.30	.8938 .0521 -2.04	.9992 .0210 -.04	.8689 .0514 -2.55	.8182 .0531 -3.43

1.ª Fila: Estimación MCO de b.

2.ª Fila: Desviación típica de b (s_b).3.ª Fila: Estadístico t del contraste $H_0: b=1$ $H_1: b \neq 1$.

Las estimaciones del crecimiento en fruto e ingreso son discutibles, dada la vecería del olivar, con la dificultad de establecer comparaciones temporales entre los diferentes valores medios.

El cuadro 4 presenta las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de b.

Según las estimaciones MCO se produce un crecimiento más rápido de las empresas menores, en general, más claramente significativo para las medidas en inmovilizado y en propio. Para la medida socios, se puede concluir un ritmo de crecimiento similar en las cooperativas grandes y en las pequeñas, observando los valores del cuadro 2, que este crecimiento es escaso.

Las anteriores conclusiones se toman para el conjunto del período 1974-1979, en donde la influencia de la autocorrelación de las tasas de crecimiento se puede suponer poco importante (7).

De hecho, los diferentes crecimientos relativos anuales no resultan, en general, significativos en propio e inmovilizado, mientras que en ambas medidas es significativo el mayor crecimiento de las cooperativas más pequeñas a largo plazo. En fruto e ingreso, los crecimientos anuales de las cooperativas más pequeñas resultan significativamente mayores, pero no lo son a largo plazo. Esto es consecuencia de la vecería en los rendimientos del olivar, que conduce a que las cooperativas sean relativamente más «pequeñas» y más «grandes» en torno a sus valores medios de tendencia alternativamente.

Por esta razón, el fruto aportado por los socios y el ingreso resultan medidas inadecuadas para estudiar el crecimiento de las cooperativas olivareras, no sólo en términos absolutos, sino también relativos, entre cooperativas de distintas categorías de tamaño.

(7) Para un tratamiento mucho más detallado, véase Millán (1986b). En particular, se encuentra autocorrelación positiva en las tasas de crecimiento en recursos propios y, sobre todo, en inmovilizado. Probablemente, se explica por la existencia de cooperativas que siguen una política de crecimiento basada en el fondo de amortización.

7. CONCLUSIONES

La hipótesis de distribución lognormal de dimensión de las cooperativas olivareras de Jaén se acepta si el tamaño se mide por el número de socios. Si el tamaño se mide en inmovilizado o en recursos propios (incluyendo amortizaciones, en ambos casos) se puede aceptar la hipótesis lognormal, aunque exige un mayor nivel de confianza. La medida de dimensión en fruto aportado o en ingresos puede presentar discrepancias significativas con la hipótesis lognormal.

Se observa, pues, que el análisis de la estructura industrial de las almazaras cooperativas de Jaén por medio de la hipótesis lognormal es más adecuado sobre las variables fondo («stock») que sobre las variables flujo.

Las medidas de concentración relativa de las diferentes medidas de tamaño no muestran tendencias de variación durante el período estudiado. La medida de dimensión en inmovilizado muestra la mayor desigualdad, con un índice de Lorenz entre .42 y .45. En recursos propios, ingreso y fruto aportado, el índice de Lorenz se sitúa entre .38 y .41. La menor desigualdad en la dimensión de las cooperativas se da si esta es medida en número de socios, con un índice de Lorenz de .35. Los resultados anteriores presentan unas implicaciones sorprendentes, si se tiene en cuenta la teoría de la dimensión de las industrias agrarias.

La dimensión de una planta industrial viene determinada, en teoría, por los costes de transformación y de transporte [por ejemplo: Romero (1980)]; es decir, por aspectos tecnológicos. En las almazaras cooperativas de Jaén, la mayor desigualdad ocurre en inmovilizado, a priori la medida de dimensión más asociada al equipamiento de las empresas. Por otro lado, la menor desigualdad se da si la dimensión se mide en número de socios, lo que puede sugerir un intervalo más reducido de dimensiones «óptimas» en base a esta medida. Es chocante el desacuerdo entre las implicaciones de la teoría para la dimensión de la industria y la evidencia empírica de economías de escala crecientes, con los resultados anteriores.

No obstante algunos resultados indican una evolución en la línea apuntada por la teoría. En primer lugar, las desviaciones, pequeñas, de la hipótesis lognormal son leptocúrticas, sobre todo en propio. Esto indica una mayor concentración en la zona media que se puede derivar, como se ha visto, de la búsqueda de economías de escala crecientes. Más aún, el análisis del crecimiento relativo de las empresas muestra un crecimiento mayor de las cooperativas más pequeñas, consecuencia, asimismo, de la existencia de economías de escala crecientes.

Hay que señalar que el crecimiento en número de socios es muy pequeño y sin diferencias relativas entre los diversos tamaños de cooperativas. Esto coincide con el resultado presentado por Ceña et al. (1983) de que las cooperativas olivareñas alcanzan en su madurez un tamaño estable. En base a los resultados aquí presentados, se puede admitir que el crecimiento de las cooperativas se ha producido según alguna forma, más o menos estricta, de la ley del efecto proporcional. Es posible que la evolución posterior y la estabilización de las medidas de dimensión en propio e inmovilizado presenten características similares.

Finalmente, se concluye que fruto e ingreso son inadecuados para estudiar el crecimiento de las cooperativas olivareñas, no sólo en términos absolutos, sino también en cuanto a los crecimientos relativos de las distintas empresas. No obstante, hay que señalar que la importancia de estas medidas de tamaño en la caracterización de la tecnología de producción de aceite de oliva (funciones de producción y de coste) no queda afectada por los resultados anteriores (8).

(8) La teoría estocástica de la empresa, utilizada en este trabajo, se puede entender como una teoría surgida para resolver algunas anomalías, en el sentido de Laudan (1986), existentes en la teoría neoclásica de la producción. Laudan clasifica los problemas que debe resolver la ciencia en: 1.º, problemas resueltos por la teoría; 2.º, problemas no resueltos; 3.º, anomalías, que son problemas no resueltos por la teoría examinada, pero sí por alguna otra teoría alternativa.

Referencias Bibliográficas

- AITCHISON, J.; BROWN, J. A. C.. (1975): *The lognormal distribution*. Cambridge University Press.
- BAIN, J. S. (1956): *Barriers to New Competition*. Harvard University Press.
- CEÑA, F.; PÉREZ YRUELA, M.; SEVILLA, E. (1983): *El Cooperativismo Agrario como forma de Acción Social Colectiva: Análisis del caso andaluz*. Instituto de Sociología y Estudios Campesinos. Universidad de Córdoba.
- CLARKE, R. (1979): «On the lognormality of firm and plant size distributions: some U.K. evidence». *Applied Economics*, 11:415-433.
- FUSS, M.; McFADDEN, D. (1978): «Flexibility versus Efficiency in Ex-Ante Plant Design», en M. Fuss y D. McFadden (eds.): *Production Economics: A Dual Approach to theory and Applications*. Vol. 1. Amsterdam. North-Holland.
- GIBRAT, R. (1931): *Les inégalités économiques*. Sirey.
- HART, P. E. (1962): «The size and growth of firms». *Economica* 29:29-39.
- HART, P.E.; PRAIS, S. J. (1956): «The Analysis of Business Concentration: A Statistical Approach». *J. Royal Statistical Society Series A*. 119:150-181.
- IJIRI, Y.; SIMON, H. A. (1964): «Business Firms Growth and Size». *American Economic Review*. 54:77-89.
- LAUDAN, L. R. (1986): *El Progreso y sus Problemas*. Madrid. Encuentro.
- LÓPEZ ONTIVEROS, A. (1982): *Las Cooperativas Olivareras Andaluzas*. Monte de Piedad y Caja de Ahorros de Córdoba.
- MILLÁN, J. A. (1986a): «Un análisis multivariante de la estructura financiera de las cooperativas olivareras de Jaén». *Investigación Agraria. Economía*. 1:25-38.
- MILLÁN, J. A. (1986b): *Eficiencia, Dimensión y Crecimiento de las Cooperativas Olivareras de Jaén*. Tesis Doctoral. ETSIA. Universidad de Córdoba.
- MILLÁN, J. A. (1987): «Una función translog de la producción tradicional de aceite». *Investigación Agraria. Economía*, 2 (2): (en prensa).
- OLSON, M. (1965): *The Logic of Collective Action*. Harvard University Press.
- QUANDT, R. E. (1966): «On the size distribution of firms». *American Economic Review*. 56:416-432.
-

-
- ROMERO, C. (1980): *Modelos económicos en la empresa*. Deusto.
- SIMON, H. A. (1955): «On a class of skew distribution functions». *Biometrika*. 52:425-440.
- SIMON, H. A.; BONINI, C. P. (1958): «The size distribution of business firms». *American Economic Review*. 48:607-617.
- STEINDL, J. (1965): *Random process and the growth of firms: a study of the Pareto law*. Hafner.
- STIGLER, G. J. (1939): «Production and distribution in the short run». *Journal of Political Economy*. 47: 305-357.

SUMARIO

En este trabajo se estudia la estructura industrial de las Cooperativas olivareñas de Jaén en el marco de la teoría estocástica de la empresa. Se analizan las hipótesis de distribución lognormal de tamaños y el crecimiento relativo de las Cooperativas, según diversas medidas de dimensión. Se destacan las conclusiones relativas a desigualdad de tamaños y dimensiones óptimas, que difieren para las diversas medidas de dimensión.

RÉSUMÉ

Dans ce travail il est présenté une étude de la structure industrielle des Coopératives de l'olivier à Jaen, dans le cadre de la théorie stochastique de l'entreprise. Il y est fait une analyse des hypothèses de distribution log-normale des dimensions et de la croissance relative des coopératives, d'après diverses mesures de dimension. Des conclusions en sont extraites concernant les inégalités de grandeurs et les dimensionne optimales, variables selon les diverses mesures de dimension.

SUMMARY

This article deal with the industrial structure of olive-growing cooperatives in Jaen within the stochastic theory of enterprise. The lognormal size distribution hypotheses are analyzed as well as the cooperatives' relative growth, according to different measures of size. The conclusions on size differences and optimum size, which differed for the various measures of size, are highlighted.
