

APROXIMACIÓN EMPÍRICA A LA DISTRIBUCIÓN ESTADÍSTICA DE LOS RATIOS CONTABLES (*An Empirical Approach to the Statistical Distribution of Financial Ratios*)

Javier de Andrés Suárez
Profesor Titular de la Universidad de Oviedo

RESUMEN

En este trabajo de investigación se determinan cuales son las formas funcionales más adecuadas para la caracterización de la distribución estadística de diversos ratios contables para un conjunto de empresas en un momento determinado del tiempo. Para ello se emplean diversas técnicas de transformación y contraste de normalidad. Los principales resultados indican que la función log-normal se ajusta a la distribución de activo circulante / cifra de negocios, activos líquidos / cifra de negocios, activo circulante / pasivo circulante, y activos líquidos / pasivo circulante. El ratio activos líquidos / total activo puede ser aproximado mediante la curva log-normal o la gamma, y para caracterizar a pasivo exigible / total activo es válida la distribución normal o la gamma, siendo activo circulante / total activo y capital circulante / total activo modelizables solamente a través de la curva normal.

Palabras clave: ratios contables, distribución, transformaciones, valores extremos.

ABSTRACT

This paper identifies the most suitable functional ways of characterising the statistical distribution of various financial ratios for a cross-section of companies. To do this, the paper employs various transformation techniques and normality tests. The main results indicate that the ratios of current assets/sales, quick assets/sales, current assets/current liabilities and quick assets/current liabilities all follow a log-normal distribution. The statistical distribution of quick assets/total assets can be approximated by either a log-normal or a gamma function, while for current liabilities/total assets both normal and gamma curves are suitable. Only a normal distribution fits the ratios of current assets/total assets and working capital/total assets.

Key words: financial ratios, distribution, transformations, outliers.

1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este artículo es efectuar una aproximación empírica a la distribución estadística que caracteriza a los valores que toman los ratios contables de un conjunto de empresas en un momento determinado del tiempo, para lo cual se ha tomado como base un banco de datos constituido a partir de la información contable depositada en el Registro Mercantil de Asturias. El estudio de las características de la información financiera depositada en los Registros Mercantiles reviste especial interés, pues se está produciendo ya, y es previsible que se siga produciendo en los próximos años, una expansión de la investigación empírica en Contabilidad, merced a las posibilidades que ofrece el depósito obligatorio de cuentas instaurado por la reforma de la legislación mercantil¹.

El conocimiento de la distribución de los ratios no es una cuestión menor, sino que va a condicionar profundamente el uso de los mismos para propósitos de análisis, ya que su empleo sin tener en cuenta las propiedades distribucionales puede conducirnos a conclusiones equivocadas, tanto si operamos bajo un enfoque normativo (comparación del valor de un ratio para una empresa con un estándar o referencia) como positivo (empleo de los ratios para predecir fenómenos o variables financieras futuras).

En una utilización normativa de los ratios, es de capital importancia la forma de determinar el estándar o referencia. Esa referencia se puede fijar desde unas bases teóricas, pero lo más adecuado es determinarla teniendo en cuenta el entorno competitivo, es decir, las empresas del mismo sector de actividad que operen en el mismo mercado, ya que la actuación de una empresa no debe evaluarse de un modo absoluto, sino con relación a sus competidores (Santiago Pérez, 1996, p. 35).

Tal como señala Lev (1978, p. 76), los usos más tradicionales del análisis contable determinan la referencia considerando fundamentalmente las medias del sector. Pero la representatividad de estos promedios dependerá de la dispersión y de los factores de forma de la distribución del ratio en un momento determinado del tiempo.

Así, aumentos en la dispersión hacen que el promedio sea menos representativo, y en este sentido Prado Lorenzo (1988, p.191-192) indica que existen factores que contribuyen a incrementar la varianza de los ratios, tales como: Sector de industria, tamaño de las empresas, condiciones cíclicas, condiciones estacionales, localización geográfica y métodos de valoración en contabilidad. Por lo tanto, al evaluar la importancia de la desviación del ratio de una empresa con respecto a la norma en su industria debe de tenerse en cuenta la desviación típica.

¹ Sin ánimo de exhaustividad, es posible citar como ejemplo los trabajos de Prado Lorenzo (1993, 1995 y 1997), Wanden-Berghe y González (1993), Luengo Mulet (1995 y 1996), Martín Jiménez (1996), Medina Hernández (1997) o González Pérez (1997).

Asimismo, los factores de forma también tienen una influencia significativa en la representatividad de la media, pues, por ejemplo, si la distribución de un ratio es asimétrica, y normalmente lo va a ser, el promedio no determinará adecuadamente el centro de la distribución, y si el grado de curtosis es lo suficientemente bajo (distribución platicúrtica), la fijación de límites de tolerancia basados en las medidas más usuales de dispersión, como por ejemplo la desviación estándar, puede conducir a conclusiones erróneas.

Bajo un enfoque positivo, la distribución de los ratios también cobra especial importancia, ya que diversas técnicas clasificadoras requieren como hipótesis de partida que estos sigan una distribución estadística determinada, generalmente la ley normal o gaussiana². Por lo tanto, será de capital importancia en este tipo de usos estudiar si las desviaciones con respecto a estas hipótesis son significativas y, en caso afirmativo, proponer diversas técnicas de transformación o tratamiento de los datos para conseguir, si no un ajuste perfecto a las propiedades requeridas, sí al menos una aproximación en la distribución que sea suficiente para garantizar la validez del análisis.

El resto del presente trabajo se estructura de la siguiente manera: el segundo epígrafe se dedica a la exposición de los resultados de las investigaciones previas sobre el mismo tema realizadas en el ámbito internacional; en el tercero se especifica la metodología empleada en el análisis empírico efectuado; en el cuarto se detallan los resultados del mencionado análisis, quedando el quinto y último para la exposición de las principales conclusiones que se extraen de los resultados del presente estudio.

2. INVESTIGACIONES PREVIAS

Dada la importancia que tiene la distribución estadística de los ratios, diversos estudios en el campo del análisis contable han tratado este tema, generalmente desde la perspectiva de la determinación del mayor o menor grado de ajuste de los ratios a la ley normal y las consecuencias que ello implica para la formulación de modelos de análisis de la solvencia. Es posible la clasificación de todos estos trabajos en dos grandes bloques:

1. Aquellos que sobre bases teóricas persiguen la deducción de las propiedades distribucionales, a partir de la naturaleza y características de los ratios.
2. Los que tratan de inferirlas a través del estudio de la evidencia empírica, es decir, de los datos procedentes de una muestra de empresas.

² Por ejemplo, el análisis multidiscriminante lineal, utilizado en un gran número de estudios que versan sobre el tema de la predicción de la insolvencia empresarial.

En el plano teórico, la mayoría de los autores coinciden en que la distribución de los ratios va a variar en función de diversos factores, tales como la definición del mismo, el sector de actividad que estemos estudiando o el nivel de desagregación sectorial que consideremos.

Barnes (1982) afirma que los ratios contables están caracterizados por fuertes asimetrías, y demuestra que solamente cuando hay una estricta proporcionalidad entre el numerador y el denominador puede garantizarse el ajuste de los datos a la ley normal. También prueba que si el análisis de regresión del numerador sobre el denominador arroja un término independiente distinto de cero, la distribución será asimétrica, siendo ésta positiva si el citado término independiente es menor que cero, y negativa en el caso contrario; asimismo, si la regresión arroja una relación no lineal entre las variables, también se garantizará la anormalidad del ratio, aunque el término independiente sea cero.

En el mismo razonamiento inciden Ezzamel *et al.* (1987), quienes concluyen que si no hay una estricta proporcionalidad entre el numerador y el denominador, ni siquiera en el caso de que ambos sigan una ley normal el ratio se va a ajustar a la misma. Eso conduce a la no normalidad de la mayor parte de los indicadores económico-financieros dado que, como demuestran diversos autores³, esta hipótesis no se va a cumplir en la mayoría de los casos.

Más allá de este razonamiento, existen otros motivos para presumir asimetrías y, en general, desviaciones con respecto a la ley gaussiana⁴:

1. Algunos ratios presentan un límite inferior de cero, debido a que ciertas partidas contables no pueden tomar valores negativos, mientras que no tienen límite superior. Esto conduce a distribuciones con asimetría positiva.

2. En ocasiones, y también debido a las identidades contables, el numerador no puede ser mayor que el denominador. Esto fija un límite superior de uno para esos ratios, lo cual reducirá la asimetría positiva, llegando incluso en algunos casos a inducir simetría o asimetría negativa.

3. Además, para ciertos ratios existen limitaciones causadas por el hecho de que una empresa no puede sobrevivir si el valor del ratio supera o no llega a unos determinados límites. Esto también va a provocar asimetrías, de uno y otro signo.

4. Adicionalmente, en los casos en que el denominador es muy pequeño, las variaciones que experimenta provocan grandes cambios en el valor del ratio y esto también supone desviaciones respecto a la normalidad.

³ Entre otros, Whittington (1980); Lev y Sunder (1979); Berry y Nix (1991), e Illueca Muñoz y Vela BARGUES (1998).

⁴ Entre los autores que han razonado estos motivos es posible destacar a Buijink y Jegers (1986, p. 338); Bougen y Drury (1980, p. 45-46), y Trigueiros (1993, p. 11).

5. Otra causa es que, en un ratio, una disminución en el denominador produce un mayor aumento en el ratio que un aumento de igual magnitud en el numerador, lo cual es causa de asimetría positiva.

6. Además, normalmente la gerencia va a recibir presiones para que los valores de ciertos ratios se mantengan dentro de unos límites, debido a que son objeto de especial interés por parte de determinados usuarios de la información contable externa (por ejemplo, los ratios de liquidez). Esto va a originar leptocurtosis y asimetrías de uno y otro signo.

7. Por último, la falta de homogeneidad de la población estudiada también va a ser un motivo de anormalidad, si bien este factor puede corregirse realizando una adecuada estratificación por tamaños, geográfica o en cuanto a prácticas contables utilizadas o tomando un mayor nivel de desagregación sectorial, siempre que esto sea posible.

La evidencia empírica ratifica las deducciones realizadas desde el plano teórico y señala que los ratios contables van a mostrar, en la mayoría de los casos, una asimetría positiva. Los primeros en advertir la existencia de estos patrones en la distribución de los ratios financieros fueron Horrigan (1965) y O'Connor (1973). Sin embargo, ambos autores solamente se basaban en la simple observación de las distribuciones de frecuencias, ya que no realizaron ningún contraste de hipótesis.

Con posterioridad, diversos autores han realizado, en el ámbito internacional, trabajos sobre la distribución de los ratios aplicando técnicas de inferencia estadística⁵. Puede verse un resumen de los estudios más relevantes, sus características y resultados en la tabla 1, constatándose de forma casi generalizada la existencia de marcadas desviaciones con respecto a la ley gaussiana, si bien algunos autores, a través de técnicas de transformación de variables y/o eliminación de valores atípicos consiguen aproximar la distribución empírica observada a la normalidad⁶.

⁵ Por lo que al caso español respecta, solamente se puede destacar el trabajo de Ruiz Cabestre (1993) sobre la evolución temporal de la rentabilidad diaria de los valores bursátiles. Estudia los valores más representativos cotizados en la Bolsa de Madrid y llega a la conclusión de que se debe rechazar la hipótesis de normalidad, principalmente debido a la existencia de leptocurtosis, es decir, de una elevada concentración de rentabilidades en torno a la media.

⁶ La técnicas de transformación tienen su fundamento en los trabajos primordiales de Box y Cox (1964) y Tukey (1977) pudiendo verse un análisis detallado de las mismas en la obra de Freixa *et al.* (1992). En cuanto a los valores atípicos, los métodos más usuales para su tratamiento pueden consultarse en la obra de Barnett y Lewis (1995).

Tabla 1
Estudios inferenciales sobre la distribución de los ratios contables

Autor	Muestra utilizada	Ratios estudiados	Prueba estadística	Principales resultados
Deakin (1976)	Compañías manufactureras americanas incluidas en la base de datos <i>Compustat</i> en el periodo 1955-1973	Act. circulante/Ventas Act. líquidos/Ventas Capital circul./Ventas Act. circul./Pas. circul. Act. líquidos/Pas. circul. Act. circulante/Total act. Act. líquidos/Total act. Capital circul./Total act. Flujos de caja/Pas. exig. Benef. neto/Total activo Pas. exig./Total activo	Prueba χ^2	No se puede sostener la hipótesis de normalidad para ninguno de los ratios excepto para Pasivo exigible / Total activo. La desviación de la normalidad es menos fuerte si se consideran sectores de actividad específicos en lugar de agregarlos todos
Bird y McHugh (1977)	Empresas cotizadas en la bolsa de Sydney pertenecientes a la industria alimentaria, eléctrica y hotelera	Act. circul./Pas.circul. Prueba ácida Pas. exigible / Act. real B° retenido / Fondos propios (BAIT)/Total activo	W de Shapiro y Wilks	La distribución de los ratios dentro de cada industria se puede aproximar en bastantes casos mediante la curva normal. Sin embargo, la prueba ácida presenta con frecuencia distribuciones claramente anormales
Bougen y Drury (1980)	700 empresas británicas pertenecientes a 45 sectores de actividad	(BAIT)/Rec. perman. BAIT/Ventas Pasivo exigible/(Fondos propios-Activo ficticio) Act. circ./Pas. circ. Prueba ácida Existencias/Ventas Pasivo exigible/Ventas	Prueba χ^2	No se puede sostener la hipótesis de normalidad para ninguno de los ratios analizados, debido a las fuertes asimetrías existentes y a la presencia de valores extremos
Frecka y Hopwood (1983)	Base de datos <i>Compustat</i> , 1950 a 1979	Mismos ratios que Deakin (1976)	Prueba χ^2	La mayoría de los ratios presentan una marcada asimetría positiva. Sin embargo, haciendo uso de transformaciones y eliminando los valores extremos es posible alcanzar la normalidad
Buijink y Jegers (1986)	Base de datos de la Central de Balances del Banco Nacional de Bélgica, años 1977 a 1981	Act circ./Pas. circ. Act. líquidos/Pas. circ. Pasivo exigible/Capital Pas. exig. a L/P/Capital B° operativo/Intereses Beneficios/Ventas Beneficios/Total activo Beneficios/Capital Ventas/Activos Ventas/Existencias Ventas/Der. de cobro	Test de Lilliefors	Al aumentar el nivel de desagregación se logra una mejor aproximación a la normalidad. Los ratios con un límite inferior igual a cero presentan claras asimetrías positivas. Efectuando transformaciones es posible garantizar, si no normalidad, sí al menos un grado razonable de simetría

Karels y Prakash (1987)	50 empresas seleccionadas aleatoriamente de la base <i>Compustat</i> , años 1972 a 1976	50 ratios de liquidez, rentabilidad, estructura financiera, ventas, recursos generados y autofinanciación	Test de Mardia	La distribución conjunta de diversos grupos de ratios presenta niveles significativos de asimetría positiva y leptocurtosis
Ezzamel y Mar-Molinero (1990)	Empresas industriales británicas, años 1973 a 1981	BAIT/Total activo Capital circul./Total act. Pasivo exig./Total act. Act. Líquidos/Total act. Pas. exig./Patrim. neto B° neto/Ventas Caja/Ventas Ventas/Capital circul. Deudores/Existencias	Test de Lilliefors	Sus resultados indican en líneas generales la no-normalidad de los ratios, si bien en Pasivo exigible/Total activo, tal y como apuntaba Deakin, la desviación con respecto a la ley gaussiana es menos fuerte que en el resto
Watson (1990)	Base de datos <i>Compustat</i> , años 1982, 1983 y 1984	Mismos ratios que Deakin (1976)	Test de Koziol	Las desviaciones de las distribuciones de los ratios con respecto a la normalidad son mayores en un contexto multivariante porque ésta última implica requisitos más fuertes, ya que la normalidad de las distribuciones marginales no conlleva necesariamente a la normalidad de la distribución conjunta
Martikainen <i>et al.</i> (1995)	Empresas cotizadas en la bolsa de Helsinki en el periodo 1974-1987	(B° desp. Imp. + Intereses)/Total act. B° operat./F. Propios Pasivo exigible/Capital F. prop./Pas. exig. Act. circ./Pas. circul. Prueba ácida Capital circul./Ventas Capital circul./Pas exig. Flujos netos de caja/Ventas (Flujos netos de caja – B° repartido)/Ventas	W de Shapiro y Wilks	En general, la hipótesis de normalidad no se cumple, y las desviaciones con respecto a ésta son especialmente fuertes para los ratios de solvencia y liquidez, siendo el ratio de retorno de la inversión el que presenta desviaciones menos severas

3. PLANTEAMIENTO DEL ESTUDIO EMPÍRICO REALIZADO

Tal y como se indicó anteriormente, el objetivo del presente trabajo es tratar de obtener evidencia acerca de la forma funcional que caracteriza a la distribución probabilística de los ratios calculados a partir de las cifras contenidas en los estados contables de las empresas.

3.1. Datos de partida

Para la realización de este estudio se ha utilizado la base de datos formada por las cuentas anuales depositadas en el Registro Mercantil de Asturias correspondientes al ejercicio 1995, las cuales se han recopilado en el marco del proyecto de investigación *Análisis económico y financiero de las empresas de Asturias por sectores de actividad*. Dado que en los modelos de cuentas anuales ha de consignarse también la información correspondiente al ejercicio anterior, ello permite considerar dos años para el estudio (1994 y 1995), y obtener también alguna evidencia sobre la estabilidad de las formas funcionales, si bien para obtener conclusiones relevantes sobre este último extremo sería necesaria la consideración de un número más elevado de ejercicios.

La primera operación efectuada sobre la base consistió en la eliminación de aquellas empresas que, bien por no haber desarrollado unos niveles mínimos de actividad, bien por presentar sus cuentas con incorrecciones, no se consideraron aptas para el presente estudio. Aunque en el proyecto de investigación antes comentado ya se realizaba una depuración para eliminar las cuentas con deficiencias graves⁷, en este trabajo, al emplearse técnicas de inferencia y no simples agregados estadísticos se aplicaron filtros más fuertes, mediante los cuales se eliminaron:

– Aquellas sociedades que permanecieron inactivas durante cualquiera de los dos años estudiados. A los efectos de este trabajo se asume que una empresa permanece inactiva en un ejercicio cuando su cifra de negocios en el mismo es inferior a 1.000.000 pesetas.

– Empresas con tesorería cero o negativa en cualquiera de los dos años considerados. Aunque teóricamente es posible que la tesorería presente saldo cero o negativo, en la mayoría de los casos y tal como señalan Wanden-Berghe Lozano y González Carbonell (1993), esto se debe a pólizas de crédito mal contabilizadas y no a descubiertos en cuenta corriente, por lo que en aras de una mayor garantía de la calidad de la información analizada se ha prescindido de estas entidades.

– Firmas sin pasivo exigible a corto plazo en alguno de los dos años considerados. Se supone que es condición necesaria para el desarrollo normal de cualquier actividad industrial o comercial la obtención de la financiación natural concedida por los proveedores, y por ello se entiende que la no existencia de financiación ajena es indicativa de una actividad anormal o de graves defectos en la información contable externa.

Una vez efectuada esta depuración, el segundo paso consistió en el reparto de las empresas que superaron los filtros entre los diferentes sectores de la economía, pues como se verá más adelante, los contrastes estadísticos se van a efectuar separadamente para cada

⁷ Los detalles de esa depuración pueden ser vistos en López Díaz (1998).

rama de actividad. Como desglose sectorial se escogió el proporcionado por el segundo nivel de desagregación de la vigente Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE-93), que considera 60 divisiones codificadas con un número de dos dígitos.

Es necesario comentar, no obstante, que algunos de los sectores de esta nomenclatura fueron descartados, bien porque sus actividades son desarrolladas por entidades no sometidas a la obligación de depósito de cuentas en el Registro Mercantil, o bien por el escaso número de sociedades que superaron los filtros aplicados, lo que impidió efectuar las pruebas estadísticas con suficientes garantías de validez. En concreto, se prescindió de aquellos sectores con un número de empresas igual o inferior a veinte, mostrándose en la tabla 2 las ramas de actividad analizadas y el número de sociedades incluidas en cada una de ellas.

Tabla 2
Sectores analizados y número de empresas incluidas en cada uno de ellos

N.	Definición	Empresas
01	Agricultura, ganadería, caza y actividades de los servicios relacionados con las mismas	25
14	Extracción de minerales no metálicos ni energéticos	26
15	Industria de productos alimenticios y bebidas	160
18	Industria de la confección y de la peletería	22
20	Industria de la madera y del corcho, excepto muebles; cestería y espartería	54
22	Edición, artes gráficas y reproducción de soportes grabados	73
24	Industria química	21
26	Fabricación de otros productos minerales no metálicos	69
27	Metalurgia	32
28	Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria y equipo	122
29	Industria de la construcción de maquinaria y equipo mecánico	31
31	Fabricación de maquinaria y material eléctrico	24
36	Fabricación de muebles; otras industrias manufactureras	57
45	Construcción	741
50	Venta, mantenimiento y reparación de vehículos de motor, motocicletas y ciclomotores; venta al por menor de combustible para vehículos de motor	325
51	Comercio al por mayor e intermediarios del comercio, excepto de vehículos de motor y motocicletas	734
52	Comercio al por menor, excepto el comercio de vehículos de motor, motocicletas y ciclomotores; reparación de efectos personales y enseres domésticos	556
55	Hostelería	311
60	Transporte terrestre; transporte por tuberías	250
63	Actividades anexas a los transportes; actividades de agencias de viajes	96
67	Actividades auxiliares a la intermediación financiera	27
70	Actividades inmobiliarias	292
71	Alquiler de maquinaria y equipo sin operario, de efectos personales y enseres domésticos	57
72	Actividades informáticas	21
74	Otras actividades empresariales	417
80	Educación	53
85	Actividades sanitarias y veterinarias, servicios sociales	71
92	Actividades recreativas, culturales y deportivas	94
93	Actividades diversas de servicios personales	118

3.2. Ratios considerados

Una vez obtenida la muestra de empresas a analizar, la siguiente etapa consistió en definir los ratios objeto de estudio. Es evidente que el número de indicadores que se pueden calcular a partir de los estados financieros de una empresa es muy elevado, por lo que es preciso efectuar una selección de los más relevantes. El conjunto de variables escogidas para el análisis, que se muestra en la tabla 3, coincide con el que fue utilizado en los estudios sobre distribución de ratios de Deakin (1976), Frecka y Hopwood (1983) y Watson (1990).

Tabla 3
Ratios analizados

Código	Ratio	Definición
R-01	$\frac{\text{Activo circulante}}{\text{Importe neto de la cifra de negocios}}$	Activos con vencimiento igual o inferior a un año entre ingresos por ventas y prestaciones de servicios netos de descuentos, devoluciones y operaciones similares
R-02	$\frac{\text{Activos líquidos}}{\text{Importe neto de la cifra de negocios}}$	Tesorería más inversiones financieras temporales entre ingresos por ventas y prestaciones de servicios netos de descuentos, devoluciones de ventas y operaciones similares
R-03	$\frac{\text{Capital circulante}}{\text{Importe neto de la cifra de negocios}}$	Diferencia entre activos y pasivos con vencimiento igual o inferior a un año entre ingresos por ventas y prestaciones de servicios netos de descuentos, devoluciones y operaciones similares
R-04	$\frac{\text{Capital circulante}}{\text{Pasivo circulante}}$	Diferencia entre activos y pasivos con vencimiento igual o inferior a un año entre pasivos con vencimiento igual o inferior a un año
R-05	$\frac{\text{Activos líquidos}}{\text{Pasivo circulante}}$	Tesorería más inversiones financieras temporales entre pasivo con vencimiento igual o inferior a un año
R-06	$\frac{\text{Activo circulante}}{\text{Total activo}}$	Activo con vencimiento igual o inferior a un año entre total de activo de la empresa
R-07	$\frac{\text{Activos líquidos}}{\text{Total activo}}$	Tesorería más inversiones financieras temporales entre total de activo de la empresa
R-08	$\frac{\text{Capital circulante}}{\text{Total activo}}$	Diferencia entre activos y pasivos con vencimiento igual o inferior a un año entre total de activo
R-09	$\frac{\text{Recursos generados}}{\text{Pasivo exigible}}$	Beneficio o pérdida después de impuestos más dotaciones a las amortizaciones más variaciones netas de provisiones (excepto las de riesgos y gastos) ⁸ entre total de recursos ajenos con que cuenta la empresa.
R-10	$\frac{\text{Resultado neto}}{\text{Total activo}}$	Beneficio o pérdida después de impuestos entre total de activo de la empresa
R-11	$\frac{\text{Pasivo exigible}}{\text{Total activo}}$	Total de recursos ajenos con que cuenta la empresa entre total de activo de la empresa

⁸ La razón de su exclusión se debe a que con la información disponible (cuentas de 1995) no es posible el cálculo de la variación de provisiones para riesgos y gastos acaecida durante 1994.

Este conjunto de indicadores presenta las siguientes ventajas:

1. Permite la comparación de los resultados con los de los estudios que usaron las mismas variables, y así saber si las propiedades distribucionales de los ratios calculados usando información de empresas medianas y grandes (las incluidas en la base *Compustat*, que es la que emplearon Deakin (1972); Frecka y Hopwood (1983) y Watson (1990)) son significativamente diferentes de las de los ratios de una base constituida principalmente por empresas de pequeña o muy pequeña dimensión, como la del presente trabajo.

2. Posibilita determinar la posición de la empresa en numerosos aspectos, como el retorno de activos (indicado por R-01, R-02 y R-03), la liquidez (R-04, R-05, R-06, R-07 y R-08), la rentabilidad (R-09 y R-10) y el endeudamiento (R-11). De hecho, todos estos ratios fueron incluidos dentro del conjunto de posibles variables predictivas en diversos estudios sobre la predicción del fracaso empresarial, como por ejemplo en los clásicos de Altman (1968) y Deakin (1972).

3.3. Análisis efectuado

3.3.1. Descripción del proceso de análisis

Como se comentó anteriormente, el contraste de la normalidad de cada indicador se ha efectuado de manera separada para cada uno de los sectores de actividad considerados. De este modo, es posible calcular para cada uno de los ratios el porcentaje de sectores sobre el total en los que se verifica la hipótesis de normalidad, cifra que indica el mayor o menor grado de aproximación de la distribución de cada variable a la forma gaussiana o normal.

Habida cuenta de que las investigaciones previas apuntan a que en muchos casos es razonable suponer la existencia de asimetría positiva, además del contraste realizado sobre las variables en bruto se han llevado a cabo los tests sobre los ratios transformados a través de una serie de funciones monotónicas que, conservando el orden de la serie de observaciones, permiten reducir las distancias entre los valores, atenuando así la asimetría. Estas funciones son las siguientes⁹:

a) Raíz cuadrada: Este tipo de transformación es particularmente interesante, pues si con ella se alcanza la normalidad ello permite afirmar que la distribución del ratio se corresponde con una función gamma, ya que la raíz cuadrada de una variable gamma-distribuida se aproxima asintóticamente a una variable normal.

⁹ Todas ellas son puntos dentro del continuum que representa la formulación original de Box y Cox (1964), que desarrolló Tukey en su escala de transformaciones (Tukey, 1977), y en la cual, cuanto más alejado del origen es el punto escogido mayor es la corrección de la asimetría.

b) Logaritmos neperianos: Esta función proporciona un factor de corrección de la asimetría positiva superior al alcanzado por las raíces cuadradas. El ajuste del logaritmo a la normalidad implicaría que la variable sin transformar sigue una distribución log-normal.

c) Inverso de la raíz cuadrada¹⁰: Esta transformación reduce de una manera extremadamente fuerte las distancias entre los valores de la serie, y si con ella se lograra el ajuste a la normalidad, eso significaría que el ratio estudiado estaría caracterizado por una gran asimetría positiva, solo modelizable a través de formas funcionales complejas, como las especificadas en el trabajo de So (1994), que propone para ciertos ratios distribuciones de la familia de las Pareto-estables, o las que propugnan Lau *et al.* (1995) que establecen como más adecuadas la función beta y la de Ramberg-Schmeiser¹¹.

3.3.2. El problema de los valores extremos

Una de las posibles causas a priori de la anormalidad de muchos ratios es la existencia de valores muy alejados del centro de la distribución, que perjudican el ajuste a la curva gaussiana aun cuando el resto de observaciones se aproximen razonablemente a la ley normal. Estos *outliers* o valores extremos pueden surgir por razones tales como un denominador del ratio excesivamente pequeño, que hace que éste carezca de interpretación económica, prácticas contables irregulares, las cuales provocan que ciertas cifras contables presenten valores muy dispares, o cuentas procedentes de empresas en situaciones especiales, como por ejemplo las próximas a la quiebra.

La práctica totalidad de las investigaciones realizadas anteriormente sobre el tema ha considerado de un modo u otro esta cuestión, aportando soluciones muy variadas. En el presente estudio se ha optado por realizar un doble análisis: en primer lugar se han efectuado los contrastes con los ratios "en bruto", es decir, sin identificar los valores extremos mientras que en una segunda fase se ha considerado la existencia de *outliers* y se han identificado como tales aquellos valores que difieren de la media aritmética en más de tres veces la desviación estándar por encima o por debajo¹².

¹⁰ En aquellos ratios que presentan algún valor negativo, para poder efectuar las transformaciones de potencia y los logaritmos se ha sumado a toda la serie de datos el valor mínimo más 0,1, para así forzar que todos los valores sean estrictamente positivos.

¹¹ La familia de las distribuciones Pareto-estables, de la cual la ley gaussiana es un caso particular, se ha utilizado para la modelización de ratios asimétricos y con un apuntamiento o curtosis muy superior al que es propio de la ley normal. En cuanto a las funciones beta y de Ramberg-Schmeiser, ambas se caracterizan por ser formas extremadamente versátiles, que permiten describir de una forma adecuada la distribuciones bimodales y/o platicúrticas.

¹² Se ha escogido este criterio, similar al que emplearon Bougen y Drury en su estudio de 1980, debido a que proporciona una relación aceptable entre valores extremos y no extremos. Con unos datos como los que se manejan, en los que no hay a priori una forma distribucional preestablecida, el límite que separa los valores extremos de los que no lo son depende del criterio discrecional del investigador.

En esta segunda variante, cada uno de los valores extremos así identificados ha sido sustituido por el límite traspasado, bien sea el superior (media + 3 x desv.est.) o el inferior (media - 3 x desv.est.). Este procedimiento, muy similar en esencia a las técnicas de *windsorización* de datos, que se han empleado en algunos estudios de predicción de quiebra (Copeland e Ingram, 1982), tiene la ventaja de que soluciona el problema de los *outliers* sin que se produzcan pérdidas de observaciones, cosa que no sucede con otros métodos más usuales, como por ejemplo la simple eliminación de valores atípicos¹³.

3.3.3. Contrastes estadísticos aplicados

Con carácter general, el procedimiento elegido es la prueba de Kolmogorov-Smirnov con media y varianza desconocidas (Test de Lilliefors)¹⁴. La práctica totalidad de autores coinciden en que para el caso de muestras de tamaño no masivo alcanza mejores resultados que la tradicional prueba de bondad del ajuste χ^2 , la cual tiene además el inconveniente de que si lo que se intenta contrastar es un modelo continuo, como en la presente investigación, es necesario agrupar los datos en intervalos, lo que provoca la introducción de un componente de subjetividad en la prueba, ya que no existen reglas fijas que especifiquen el número óptimo de intervalos.

En el caso de los sectores con un número de empresas inferior a 50 se ha optado, sin embargo, por efectuar el contraste empleando el estadístico W propuesto por Shapiro y Wilks¹⁵, pues diversas investigaciones (ver, por ejemplo, Huang y Bolch, 1974; Royston, 1982) concluyen que con muestras pequeñas logra mejores resultados que el test de Lilliefors. Para todos los contrastes se ha empleado un nivel de significación crítico del 1%.

4. RESULTADOS

A continuación se exponen los principales resultados obtenidos en la aplicación de la metodología anteriormente descrita. Para cada ratio se ofrece una tabla en el que se indica separadamente el porcentaje de sectores en los que se produce el ajuste a la

¹³ En este sentido, es necesario mencionar los buenos resultados que se han logrado en el análisis de ratios contables con ciertas técnicas de desarrollo muy reciente, como por ejemplo los procedimientos de transformación propuestos por Kane y Meade (1998). No obstante, desarrollos análogos al de Kane y Meade no se han tomado en consideración en el presente estudio pues no tienen carácter biunívoco y suponen, por tanto, pérdida de contenido informativo.

¹⁴ Una descripción detallada de la prueba de Kolmogorov puede verse en Canavos (1987).

¹⁵ Una descripción del test de Shapiro y Wilks puede verse en Pulido San Román (1987).

distribución normal en los dos años objeto de estudio y en solamente un año de los dos estudiados. Asimismo se indica el efecto que tiene la corrección de los valores extremos propuesta en los resultados alcanzados.

4.1. Activo circulante / importe neto de la cifra de negocios (R-01)

Este es un ratio que tiene límite inferior, pero no superior, y por ello a priori cabe esperar que presente asimetría positiva en mayor o menor medida.

Al examinar los resultados del análisis, que se exponen en la tabla 4, se comprueba en primer lugar que los valores en bruto presentan un grado muy bajo de ajuste a la normalidad.

Tabla 4
Porcentaje de sectores en los que se alcanza la normalidad (R-01)

	Datos originales		Datos con límites	
	Los dos años	Al menos un año	Los dos años	Al menos un año
X	0,0%	10,3%	3,4%	13,7%
\sqrt{X}	6,8%	37,9%	17,2%	48,2%
Ln (X)	44,8%	86,2%	55,1%	79,3%
$-1/\sqrt{X}$	17,2%	48,2%	17,2%	48,2%

De todas las transformaciones propuestas la que produce mejores resultados es la logarítmica, lo que confirma la hipótesis de que la distribución de este ratio está positivamente sesgada e indica que la función más adecuada para definirla es la logarítmico normal. Se puede ver que la bondad del ajuste es bastante elevada, pues sin recurrir al tratamiento de los *outliers* en un gran número de sectores se logra inducir normalidad, al menos en uno de los dos años objeto de estudio.

Las otras funciones transformadoras propuestas alcanzan resultados inferiores, pues en el caso de las raíces cuadradas la corrección de la asimetría es insuficiente y en el caso del inverso de la raíz cuadrada esta desviación se corrige de forma excesiva, induciéndose en varios sectores asimetría negativa.

Otra conclusión que puede extraerse del examen de la tabla 4 es que hay indicios de una cierta inestabilidad en las formas distribucionales, pues para un considerable número de sectores se alcanza la normalidad en solamente uno de los dos años estudiados. En lo que respecta al tratamiento de valores extremos propuesto, produce mejoras en el ajuste de las variables en bruto y las raíces cuadradas, es inefectivo con la transformación a través del inverso de la raíz, mientras que en el caso

de los logaritmos su efecto es ambivalente, mejorando algunos sectores y perjudicando otros.

4.2. Activos líquidos / importe neto de la cifra de negocios (R-02)

Este ratio, como presenta límite inferior al igual que el anterior, también es susceptible de presentar asimetría positiva. Sin embargo, y también desde un punto de vista teórico, es previsible que en R-02 existan menos valores extremos que en R-01, pues un exceso de tesorería tiene mucha más fácil solución que un exceso de existencias o de cuentas a cobrar.

El examen de la tabla 5, en el que se muestran los resultados del análisis, indica en primer lugar que la asimetría positiva efectivamente existe, pues los mejores resultados se alcanzan con la transformación a través de logaritmos. Dado que se consigue el ajuste a la ley gaussiana en la mayoría de los casos, es posible concluir que la forma logarítmico-normal define la distribución de este ratio de una forma más que aceptable.

Tabla 5
Porcentaje de sectores en los que se alcanza la normalidad (R-02)

	Datos originales		Datos con límites	
	Los dos años	Al menos un año	Los dos años	Al menos un año
X	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
\sqrt{X}	13,7%	24,1%	10,3%	34,4%
Ln (X)	55,1%	79,3%	55,1%	79,3%
$-1/\sqrt{X}$	0,0%	6,8%	0,0%	6,8%

Se comprueba también que en este caso el inverso de la raíz cuadrada produce resultados muy pobres, claramente inferiores a los de la raíz cuadrada, y solo superiores a los que se alcanzan con las variables en bruto, lo cual es señal de que la asimetría de este ratio es inferior a la del cociente entre el activo circulante y la cifra de negocios (R-01). Otro aspecto destacable es que la inestabilidad de las formas funcionales es ligeramente más acusada en R-02 que en R-01, pues son más los sectores en los que se alcanza la normalidad para solo uno de los dos años.

Por último, y por lo que respecta al truncamiento de los valores extremos, se observa que su efecto es nulo en todos los casos a excepción de los ratios transformados mediante raíces cuadradas, en los cuales la imposición de límites produce mejoras sólo en tres sectores, mientras que empeora el ajuste en uno. Esto confirma la hipótesis de que el impacto de los valores extremos en la forma distribucional de este ratio es mucho menor que en el caso anterior (ratio R-01).

4.3. Capital circulante / importe neto de la cifra de negocios (R-03)

Para este indicador no cabe esperar a priori asimetrías de ningún signo, pues la existencia de límites no es tan obvia como en el caso de los dos ratios anteriores. Por ello, es de esperar que las técnicas de transformación propuestas sean relativamente poco eficaces, pues su principal efecto es la reducción de las distancias entre los valores de la serie de datos y, por tanto, la asimetría.

El examen de la tabla 6 nos indica, confirmando esta hipótesis, que el grado de ajuste de este ratio a la normalidad es muy bajo y que ninguna de las transformaciones propuestas alcanza un mínimo de eficacia. Se comprueba también que el truncamiento de los valores extremos a los límites impuestos tampoco produce mejoras, salvo para el caso de los ratios 'en bruto', en los que provoca que se alcance la normalidad en cuatro sectores y se pierda en uno. Esta ineffectividad del tratamiento de los valores extremos es un indicio de que la causa del mal ajuste a la ley normal no se encuentra en la existencia de leptocurtosis.

Tabla 6
Porcentaje de sectores en los que se alcanza la normalidad (R-03)

	Datos originales		Datos con límites	
	Los dos años	Al menos un año	Los dos años	Al menos un año
X	3,4%	3,4%	0,0%	17,2%
\sqrt{X}	3,4%	6,8%	3,4%	6,8%
Ln (X)	6,8%	10,3%	6,8%	10,3%
$-1/\sqrt{X}$	0,0%	6,8%	0,0%	6,8%

Como conclusión, dada la ineficacia general de todos los procedimientos propuestos para inducir normalidad en este ratio, se deduce que la forma funcional que caracteriza a su distribución debe ser deducida empleando formas funcionales complejas, tales como, por ejemplo, alguna distribución de la familia de las Pareto-estables, la función beta o la de Ramberg-Schmeiser.

4.4. Activo circulante / pasivo circulante (R-04)

Este ratio en particular es un indicador en el que se combinan dos variables fondo, dándose la circunstancia de que ambas presentan un límite inferior igual a cero. Para este tipo concreto de coeficientes McLeay (1986), desde un plano teórico, deduce que la función logarítmico-normal es la más adecuada para caracterizar su distribución probabilística.

Observando los datos de la tabla 7, en el que se resumen los resultados del análisis empírico realizado para este ratio, se comprueba que efectivamente la transformación por medio de logaritmos es aquella con la que se consigue una mayor bondad del ajuste, ratificando así las conclusiones de McLeay. Sin embargo, el grado de ajuste a la normalidad no es tan elevado como en otros ratios para los que también se propugnaba la forma logarítmico-normal (R-01 y R-02).

Tabla 7
Porcentaje de sectores en los que se alcanza la normalidad (R-04)

	Datos originales		Datos con límites	
	Los dos años	Al menos un año	Los dos años	Al menos un año
X	3,4%	6,8%	3,4%	6,8%
\sqrt{X}	3,4%	6,8%	3,4%	13,7%
Ln (X)	27,5%	51,7%	31,0%	51,7%
$-1/\sqrt{X}$	20,6%	31,0%	20,6%	31,0%

Las otras dos transformaciones producen resultados inferiores, siendo particularmente inefectivas las raíces cuadradas, con las que no se consiguen apenas mejoras con respecto a los ratios sin transformar. En cuanto al inverso de la raíz cuadrada, si bien mejora la calidad del ajuste no consigue igualar a los logaritmos, y debido a ello se deduce que este tipo de transformación aplica un factor de corrección excesivo de la asimetría existente.

Por último, y por lo que respecta a la imposición de límites a los valores extremos se observa, al igual que en los casos anteriores, que su efecto sobre la bondad del ajuste es muy reducido, pues únicamente en el caso de las variables transformadas mediante logaritmos y mediante raíces cuadradas se observan ligeras mejoras.

4.5. Activos líquidos / pasivo circulante (R-05)

Para este ratio, al igual que para el anterior, también cabe esperar a priori una distribución logarítmico normal, puesto que asimismo combina dos variables fondo con límite inferior igual a cero. No obstante, y al igual que ocurría con R-02 en comparación con R-01, es de esperar que este ratio, por tener en el numerador los activos líquidos en lugar del total de circulante presente menos valores extremos que R-04 pues, como ya se comentó, es de suponer que los excesos de tesorería sean más fácilmente corregibles que los de otros tipos de partidas de activo circulante.

Al contrastar estas hipótesis con los resultados del análisis, los cuales se exponen en la tabla 8, es posible comprobar que efectivamente la función logarítmico normal define de una forma casi perfecta la distribución de este coeficiente, pues las transformaciones mediante logaritmos naturales consiguen el deseado ajuste a la ley normal en la mayor parte de los casos. Además, se observa que el resto de las formas propuestas (ratios en bruto, raíces cuadradas e inverso de la raíz cuadrada), alcanzan resultados muy pobres.

Tabla 8
Porcentaje de sectores en los que se alcanza la normalidad (R-05)

	Datos originales		Datos con límites	
	Los dos años	Al menos un año	Los dos años	Al menos un año
X	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
\sqrt{X}	3,4%	10,3%	3,4%	10,3%
Ln (X)	75,8%	93,1%	72,4%	96,5%
$-1/\sqrt{X}$	3,4%	10,3%	3,4%	10,3%

En lo que respecta a la aplicación del método propuesto de control de valores extremos, se puede comprobar que, tal como ocurría en otros ratios anteriormente estudiados, únicamente produce ligeros efectos en las variables transformadas mediante logaritmos, probablemente debido a que las otras formas son tan marcadamente anormales que el procedimiento propuesto es insuficiente para corregir las desviaciones.

Como complemento al análisis de este coeficiente, es necesario comentar que su forma distribucional está caracterizada por un mayor nivel de estabilidad intertemporal que los ratios anteriormente estudiados, pues es menor el número de sectores que son normales en solo uno de los dos años.

4.6. Activo circulante / total activo (R-06)

Este coeficiente se caracteriza por presentar un límite inferior igual a cero y un límite superior igual a uno, ya que el numerador es un componente del denominador. Ello impide la aparición de valores muy alejados del centro de la distribución y reduce las posibles asimetrías de uno y otro signo.

Al efectuar el análisis empírico, se puede comprobar que esta hipótesis se ve ratificada, pues como se observa en la tabla 9, las transformaciones reductoras de la asimetría positiva producen resultados poco satisfactorios, constatándose que cuanto más

fuerte es la transformación elegida mayor es el alejamiento de la normalidad, y alcanzándose los mejores resultados con los ratios en bruto, lo cual conduce a la afirmación de que la distribución probabilística de este ratio puede ser razonablemente aproximada a través de la curva normal.

Tabla 9
Porcentaje de sectores en los que se alcanza la normalidad (R-06)

	Datos originales		Datos con límites	
	Los dos años	Al menos un año	Los dos años	Al menos un año
X	44,8%	58,6%	44,8%	62,0%
\sqrt{X}	31,0%	44,8%	31,0%	41,3%
Ln (X)	6,8%	20,6%	3,4%	24,1%
$-1/\sqrt{X}$	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

En adición, se puede constatar que siguiendo la tónica observada en otros indicadores, en éste también se perciben ligeras mejorías al truncar los valores extremos a los límites prefijados.

4.7. Activos líquidos / total activo (R-07)

Este ratio presenta a priori las mismas características que el anterior (límite superior e inferior) con la diferencia, análoga a la existente en otros coeficientes analizados con anterioridad (R-02 y R-04), de que al incluir en el numerador los activos líquidos en lugar del total de circulante es previsible que la distribución de R-07 siga pautas parecidas a las de R-06 pero con un mayor grado de ajuste a la forma funcional propuesta.

Al contrastar estas hipótesis con los resultados del análisis, expuestos en la tabla 10, se puede observar sin embargo que la distribución de este ratio difiere en gran medida de la de R-06, puesto que los ratios en bruto presentan un grado de ajuste a la normalidad muy bajo, alcanzando las raíces cuadradas y los logaritmos naturales resultados relativamente satisfactorios en cuanto a la mejora de la bondad del ajuste. Lo anterior permite concluir que en este ratio existen unas asimetrías no excesivamente fuertes, pudiendo ser modelizada su distribución empírica indistintamente a través de la función gamma o bien a través de la función log-normal.

Las razones de que la distribución de este ratio difiera significativamente de la del anterior, siendo ambos de contenido parecido, se puede encontrar en la circunstancia de que para cualquier empresa el valor de R-07 siempre será inferior al de R-06, por ser los activos líquidos un componente del activo circulante, y por lo tanto R-07

estará siempre más lejano al límite superior de 1, presente en ambos ratios, ofreciendo por tanto un mayor margen para que se manifiesten posibles asimetrías positivas.

Tabla 10
Porcentaje de sectores en los que se alcanza la normalidad (R-07)

	Datos originales		Datos con límites	
	Los dos años	Al menos un año	Los dos años	Al menos un año
X	3,4%	6,8%	3,4%	10,3%
\sqrt{X}	44,8%	62,0%	44,8%	65,5%
Ln (X)	41,3%	75,8%	37,9%	72,4%
$-1/\sqrt{X}$	0,0%	3,4%	0,0%	3,4%

Otro aspecto que merece comentario es el hecho de que mientras la limitación de valores extremos mejora el ajuste de la variable en forma de raíz cuadrada, perjudica la normalidad del ratio transformado a través de logaritmos. Esto es consistente con los resultados del estudio de Frecka y Hopwood (1983), los cuales indicaban que si se recurre a procedimientos para el tratamiento de los valores extremos la transformación mediante raíces cuadradas se revela como la más adecuada para inducir normalidad¹⁶.

4.8. Capital circulante / total activo (R-08)

El estudio de este coeficiente es interesante, puesto que mientras Deakin (1976) concluyó que no se ajustaba a la ley normal ni siquiera sometiéndolo a transformaciones (logaritmos o raíces cuadradas), en el estudio de Frecka y Hopwood fue el único que sin transformación de ningún tipo mostró un cierto ajuste a la ley normal.

La evidencia empírica, expresada en la tabla 11, indica que los valores en bruto sí muestran un cierto grado de aproximación a la distribución gaussiana, no siendo ninguna de las transformaciones efectiva a la hora de mejorar la normalidad de los datos. Es decir, que los resultados obtenidos coinciden con los de Frecka y Hopwood y difieren de los de Deakin. Se constata también que cuanto más fuerte es el procedimiento de corrección de la asimetría positiva tanto más se aleja la distribución resultante de la normal.

¹⁶ Este es el único ratio en el que se observa de forma clara este hecho, puesto que, en el resto, las raíces cuadradas de los ratios con los límites impuestos a los *outliers* no demuestran ser claramente superiores. La razón de la diferencia entre el resultado de la presente investigación y la de Frecka y Hopwood se encuentra en el procedimiento de control de los valores extremos, puesto que los citados autores utilizan técnicas de eliminación de observaciones que suponen alterar de un modo mucho más fuerte el conjunto de datos de partida.

¹⁷ Frecka y Hopwood atribuyen las diferencias entre sus resultados y los de Deakin a ciertas diferencias en el proceso de selección de las empresas que constituyeron sus respectivas muestras.

Tabla 11
Porcentaje de sectores en los que se alcanza la normalidad (R-08)

	Datos originales		Datos con límites	
	Los dos años	Al menos un año	Los dos años	Al menos un año
X	20,6%	48,2%	24,1%	51,7%
\sqrt{X}	10,3%	27,5%	13,7%	31,0%
Ln (X)	3,4%	13,7%	0,0%	17,2%
$-1/\sqrt{X}$	0,0%	0,0%	0,0%	3,1%

Asimismo, se puede comprobar que el ajuste se ve mejorado si se emplea el método propuesto de identificación y corrección de valores extremos. Otra circunstancia que merece mención es la existencia de fuertes indicios de inestabilidad intertemporal en la forma de la distribución, pues existe un considerable número de sectores para los cuales la normalidad se da en solo uno de los dos años estudiados.

4.9. Recursos generados / pasivo exigible (R-09)

Para este coeficiente no existe a priori ninguna hipótesis que de pistas sobre la posible forma de su distribución, pues no es posible afirmar que existan unos límites claros a los valores que pueda tomar¹⁸.

La evidencia empírica (tabla 12) muestra que el ajuste de este ratio a las formas propuestas es extremadamente bajo, no consiguiéndose la normalidad en casi ningún sector, con cualquiera de las distribuciones propuestas, y no observándose mejoras significativas con el tratamiento de los *outliers* propuesto. Ello es consistente con los resultados apuntados por Frecka y Hopwood, que concluían que este indicador se caracteriza por presentar una distribución muy plana, y por tanto no modelizable a través de la curva normal, la distribución gamma ni la distribución logarítmico-normal.

Tabla 12
Porcentaje de sectores en los que se alcanza la normalidad (R-09)

	Datos originales		Datos con límites	
	Los dos años	Al menos un año	Los dos años	Al menos un año
X	0,0%	6,8%	0,0%	13,7%
\sqrt{X}	0,0%	6,8%	0,0%	6,8%
Ln (X)	0,0%	13,7%	3,4%	13,7%
$-1/\sqrt{X}$	0,0%	6,8%	0,0%	10,3%

¹⁸ Sí existen de una forma más difusa, pues una empresa que no genere una cantidad adecuada de recursos en relación a su deuda no tiene garantizada su supervivencia.

4.10. Resultado neto / total activo (R-10)

Este indicador presenta ciertas similitudes con el anterior, puesto que ambos son el cociente entre una variable flujo y una variable fondo, y al igual que R-09 tampoco presenta unos límites claros, ni superiores ni inferiores. Debe destacarse que en el estudio de Deakin (1976) la transformación de este ratio mediante raíces cuadradas mostró un grado de aproximación bastante razonable a la normalidad.

El análisis con la metodología propuesta, cuyos resultados se exponen en la tabla 13, revela que el ajuste a la normalidad es muy bajo y que, al igual que ocurría con R-09, no es posible mejorarlo con técnicas de transformación, y que tampoco se obtienen mejorías sensibles con la imposición de límites a los valores extremos. Las diferencias con los resultados alcanzados por Deakin deben entenderse causadas por la disparidad de muestras de partida, pues en la base *Compustat*, que es la que este autor empleó, se incluye información de empresas de tamaño mediano y grande.

Tabla 13
Porcentaje de sectores en los que se alcanza la normalidad (R-10)

	Datos originales		Datos con límites	
	Los dos años	Al menos un año	Los dos años	Al menos un año
X	0,0%	20,6%	6,8%	17,2%
\sqrt{X}	0,0%	3,4%	0,0%	3,4%
Ln (X)	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
$-1/\sqrt{X}$	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

La conclusión es, pues, que para obtener una función que defina la distribución probabilística de este coeficiente también es necesario acudir a formas funcionales complejas.

4.11. Pasivo exigible / total activo (R-11)

En el estudio de Deakin este ratio fue el único que mostró un relativo grado de aproximación a la distribución normal, la cual se vió incrementada al transformar los ratios a través de raíces cuadradas. Por el contrario, Frecka y Hopwood llegaron a la conclusión de que este coeficiente era sensiblemente anormal.

Los resultados del análisis efectuado (tabla 14) indican, coincidiendo con Deakin, que los valores sin transformar tienen un cierto grado de ajuste a la ley normal si bien este no es muy elevado, y que la transformación mediante raíces cuadradas sí se muestra efectiva para mejorar la normalidad de las series de valores. Por el contrario, los loga-

ritmos neperianos y el inverso de la raíz cuadrada se revelan como excesivos ya que suponen una corrección demasiado fuerte del sesgo positivo de los datos, induciendo asimetría negativa. Todos estos resultados permiten concluir que la función gamma es la más adecuada para la modelizar la distribución probabilística de este coeficiente.

Tabla 14
Porcentaje de sectores en los que se alcanza la normalidad (R-11)

	Datos originales		Datos con límites	
	Los dos años	Al menos un año	Los dos años	Al menos un año
X	27,5%	41,3%	37,9%	51,7%
\sqrt{X}	31,0%	44,8%	34,4%	58,6%
Ln (X)	13,7%	31,0%	10,3%	37,9%
$-1/\sqrt{X}$	3,4%	3,4%	6,8%	6,8%

Además de lo anterior, otro hecho que merece comentario es que el procedimiento de detección y corrección de valores extremos se revela más efectivo en este indicador que en otros anteriormente estudiados.

5. RESUMEN Y CONCLUSIONES

El conocimiento de la distribución estadística de los ratios contables de un conjunto de empresas en un momento determinado del tiempo es una cuestión muy importante, pues condiciona su utilización tanto para fines de comparación con estándares o valores de referencia como para su inclusión en modelos de predicción de fenómenos futuros, como por ejemplo la insolvencia, que han sido y son ampliamente utilizados en el campo de la Contabilidad y la Economía Financiera.

Debido a ello, un considerable número de estudios en el ámbito internacional ha versado sobre este tema, constatándose una gran diversidad de bases de datos de empresas utilizadas, de ratios analizados y de metodologías aplicadas. Todas estas diferencias han provocado los resultados de las investigaciones difieran entre sí.

En el presente estudio se ha pretendido estudiar la normalidad univariante de un conjunto seleccionado de indicadores financieros, empleando como base de datos de partida la constituida por las empresas que depositaron sus cuentas anuales correspondientes al ejercicio económico 1995 en el Registro Mercantil de Asturias. El conocimiento de las características de la información financiera depositada en los Registros Mercantiles es un objetivo de especial importancia, puesto que se está produciendo en

el momento actual una expansión de la investigación empírica en Contabilidad motivada por las posibilidades que ofrece esta fuente de datos.

Debido a la importancia que tienen los valores extremos en la forma que caracteriza a la distribución probabilística de cualquier ratio, se ha realizado adicionalmente al análisis de los datos 'en bruto' un procedimiento de control de *outliers* consistente en la fijación de unos límites basados en medidas de tendencia central y dispersión y la posterior sustitución por el límite traspasado de los valores situados fuera del mismo.

Los principales resultados obtenidos indican que para algunos de los coeficientes es posible determinar de una forma razonablemente aproximada la forma funcional que caracteriza a su distribución. En concreto, para R-01 (Activo circulante / Cifra de negocios), R-02 (Activos líquidos / Cifra de negocios), y R-04 (Activo circulante / Pasivo circulante) la distribución logarítmico-normal proporciona un buen grado de ajuste, y para R-05 (Activos líquidos / Pasivo circulante) esta función se ajusta a la forma empírica observada casi a la perfección.

La distribución de R-07 (Activos líquidos / Total Activo) puede ser aproximada mediante la curva logarítmico normal o la función gamma indistintamente, y para caracterizar a R-11 (Pasivo exigible / Total activo) se puede utilizar la distribución normal o la función gamma, siendo R-06 (Activo circulante / Total activo) y R-08 (Capital circulante / Total activo) modelizables solamente a través de la curva normal.

Por el contrario, la distribución de los coeficientes R-03 (Capital circulante / Cifra de negocios), R-09 (Recursos generados / Pasivo exigible) y R-10 (Resultado neto / Total activo) no ha podido ser aproximada a través de ninguna de las funciones anteriormente comentadas, lo que hace suponer que solo el uso de funciones más complejas tales como la distribución beta, la de Ramberg-Schmeiser o alguna perteneciente a la familia de las Pareto-estables garantice resultados satisfactorios.

Uno de los hallazgos que merece especial mención es el hecho de que las variables que tienen el importe de los activos líquidos en el numerador (R-02, R-05 y R-07) proporcionan en general un mejor ajuste a las funciones propuestas que aquellas que incorporan el total de activo circulante (R-01 y R-06). La razón de ésto es posible que se encuentre en que para una empresa es más fácil corregir un desequilibrio de su tesorería que un desajuste en el nivel general de partidas de circulante.

En otro orden de cosas, también se ha podido comprobar que los resultados de la presente investigación coinciden más con los alcanzados por Frecka y Hopwood (1983) que con los que obtuvo Deakin en 1976, poniéndose de manifiesto que la forma que define a la función probabilística de un ratio es sensible a las características peculiares del conjunto de empresas que se utilice para su estudio.

Otro resultado digno de mención es el hecho de que el procedimiento propuesto para el control de los valores extremos no causa grandes mejorías, siendo

esto señal de que en los casos en que la distribución de un ratio presenta 'mal comportamiento' ello es debido a factores atribuibles a la totalidad de empresas, y no al efecto que causan unas pocas empresas distorsionantes de las propiedades de la serie.

La última conclusión destacable es que existen indicios de una cierta inestabilidad intertemporal en las formas de las distribuciones, pues en muchos sectores y para diversos indicadores se alcanza la normalidad en solo uno de los dos años analizados. Sin embargo, este último extremo requeriría del análisis de un periodo de tiempo más amplio que el aquí considerado.

BIBLIOGRAFÍA

- ALTMAN, E. I. (1968): "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of the Corporate Bankruptcy", *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 4, September, p. 589-609.
- BARNES, P. (1982): "Methodological Implications of Non-Normally Distributed Financial Ratios", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 9, No. 1, p. 51-62.
- BARNETT, V. y LEWIS, T. (1995): *Outliers in statistical data*, 3rd ed., John Wiley, New York.
- BERRY, R. H. y NIX, S. (1991): "Regression Analysis v. Ratios in the Cross-Section Analysis of Financial Statements", *Accounting & Business Research*, Vol. 21, No. 82, p. 107-115.
- BIRD, R. G. y MCHUGH, A. J. (1977): "Financial Ratios - an Empirical Study", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 4 No. 1, Spring, p. 29-45.
- BOUGEN, P. D. y DRURY, J. C. (1980): "UK Statistical Distributions of Financial Ratios, 1975", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 7, No. 1, p. 39-47.
- BOX, G. E. P. y COX, D. R. (1964): "An Analysis of Transformations", *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 26, p. 211-243.
- BUIJINK, W. y JEGERS. M. (1986): "Cross Sectional Distributional Properties of Financial Ratios in Belgian Manufacturing Industries: Aggregation Effects and Persistence Over Time", *Journal of Business Finance & Accounting*, Autumn, p. 337-363.
- CANAVOS, G. (1987): *Probabilidad y Estadística. Aplicaciones y métodos*, McGraw-Hill, Madrid.
- COPELAND, R. M. e INGRAM, R. W. (1982): "The Association Between Municipal Accounting Information and Bond Rating Changes", *Journal of Accounting Research*, Vol. 20, No. 2, p. 275-289.
- DEAKIN, E. B. (1972): "A Discriminant Analysis of Predictors of Business Failure", *Journal of Accounting Research*, Vol. 10, No. 1, Spring, p. 167-179.
- _____ (1976): "Distribution of Financial Accounting Ratios: Some Empirical Evidence", *Accounting Review*, Vol. 51, No. 1, January, p. 90-96.
- EZZAMEL, M. y MAR-MOLINERO, C. (1990): "The Distributional Properties of Financial Ratios in UK Manufacturing Companies", *Journal of Business Finance & Accounting*, No. 17, Spring, p. 1-29.
- _____ ; _____ y BEECHER, A. (1987): "On the Distributional Properties of Financial Ratios", *Journal of Business Finance & Accounting*, Winter, p. 463-481.
- FRECKA, T. J. y HOPWOOD, W. S. (1983): "The Effects of Outliers on the Cross-Sectional Distributional Properties of Financial Ratios", *Accounting Review*, Vol. 58, No. 1, January, p. 115-128.
- FREIXA, M.; SALAFRANCA, L.; GUARDIA, J.; FERRER, R. y TURBANY, J. (1992): *Análisis exploratorio de datos. Nuevas técnicas estadísticas*, PPU, Barcelona.

- GONZÁLEZ PÉREZ, A. L. (1997): *La rentabilidad empresarial. Evaluación empírica de sus factores determinantes*, Colegio de Registradores de la Propiedad y Mercantiles de España, Madrid.
- HORRIGAN, J. O. (1965): "Some Empirical Bases of Financial Ratio Analysis", *Accounting Review*, Vol. 40, No. 3, July, p. 558-569.
- HUANG, C. J. y BOLCH, B. W. (1974): "On the Testing of Regression Disturbances for Normality", *Journal of the American Statistical Association*, June, p. 330-335.
- ILLUECA MUÑOZ, M. y VELA BARGUES, J. M. (1998): "La hipótesis de linealidad y proporcionalidad en el análisis de ratios: El caso del sector azulejero de la Comunidad Valenciana", *VIIIº Encuentro de Profesores Universitarios de Contabilidad*, ASEPUC, Alicante.
- KANE, G. D. y MEADE, N. L. (1998): "Ratio Analysis Using Rank Transformation", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 10, No. 1, January, p. 59-74.
- KARELS, G. y PRAKASH, A. J. (1987): "Multivariate Normality and Forecasting of Business Bankruptcy", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 14, No. 4, Winter, p. 573-593.
- LAU, H. S.; HING-LING, A. y GRIBBIN, D. W. (1995): "On Modelling Cross Sectional Distributions of Financial Ratios", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 22, No. 4, June, p. 521-549.
- LEV, B. (1978): *Análisis de estados financieros. Un nuevo enfoque*, ESIC, Madrid.
- _____ y SUNDER, S. (1979): "Methodological Issues in the Use of Financial Ratios", *Journal of Accounting & Economics*, December, p. 187-210.
- LÓPEZ DÍAZ, A. (dir.) (1998): *Análisis económico-financiero de las empresas de Asturias por sectores de actividad 1993-1994*, Principado de Asturias, Oviedo.
- LUENGO MULET, P. (dir.) (1995): *Análisis económico-financiero de las empresas de la Región de Murcia 1990-1993*, Consejería de Economía y Hacienda. Región de Murcia, Murcia.
- _____ (dir.) (1996): *Análisis económico-financiero de las empresas de la Región de Murcia. 1994*, Consejería de Economía y Hacienda. Región de Murcia, Murcia.
- MARTIKAINEN, T.; PERTTUNEN, J.; YLI-OLLI, P. y GUNASEKARAN (1995): "Financial Ratio Distribution Irregularities: Implications for Ratio Classification", *European Journal of Operational Research*, No. 80, p. 34-44.
- MARTÍN JIMÉNEZ, D. (1996): *Las empresas de Castilla y León y su entorno competitivo. Una perspectiva económico-financiera*, Tesis doctoral, Universidad de Salamanca, Salamanca.
- MCLEAY, S. (1986): "Student's t and the Distribution of Financial Ratios", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 13, No. 2, Summer, p. 209-222.
- HERNÁNDEZ, U. (dir.) (1997): *Resultados de la empresa canaria. Informe de los ejercicios 1990-93*, Centro de Estudios Registrales, Colegio de Registradores de la Propiedad y Mercantiles de España, Madrid.
- O'CONNOR, M. C. (1973): "On the Usefulness of Financial Ratios to Investors in Common Stock", *Accounting Review*, Vol. 48, No. 2, p. 339-352.
- PRADO LORENZO, J. M. (1988): *Continuidad de gestión en la empresa: evaluación del riesgo de fracaso e informe de auditoría*, Tesis doctoral, Universidad de Oviedo, Oviedo.
- _____ (dir.) (1993): *Análisis económico-financiero de las empresas de Castilla y León por sectores de actividad 1989-1990*, Junta de Castilla y León, Consejería de Economía y Hacienda, Valladolid.
- _____ (dir.) (1995): *Análisis económico-financiero de las empresas de Castilla y León por sectores de actividad 1991-1992*, Junta de Castilla y León, Consejería de Economía y Hacienda, Valladolid.
- _____ (dir.) (1997): *Análisis económico-financiero de las empresas de Castilla y León por sectores de actividad 1993-1994*, Junta de Castilla y León, Consejería de Economía y Hacienda, Valladolid.
- PULIDO SAN ROMÁN, A. (1987): *Modelos econométricos*, 2ª Ed., Pirámide, Madrid.
- ROYSTON, J. P. (1982): "An extension of Shapiro and Wilk's W test for Normality to Large Samples", *Applied Statistics*, Vol. 31, No. 2.

RUIZ CABESTRE, F. J. (1993): "Análisis empírico de la hipótesis de normalidad en el mercado español de capitales", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, No. 74, enero-marzo, p. 177-186.

SANTIAGO PÉREZ, V. (1996): "Los ratios en el análisis económico financiero y de la competitividad", *Partida Doble*, No. 65, marzo, p. 33-42.

SO, J. C. (1994): "The Distribution of Financial Ratios - A Note", *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 9, No. 2, Spring, p. 215-223.

TRIGUEIROS, D. (1993): "The Cross-Sectional Distribution of Raw Accounting Data, Its Role in Explaining the Distribution of Ratios and Other Anomalies", *16th Annual Congress of the European Accounting Association*, Turku, Finland.

TUKEY, J. W. (1977): *Exploratory Data Analysis*, Addison Wesley, New York.

WANDEN-BERGHE LOZANO, J. L. y GONZÁLEZ CARBONELL J. F. (1993): "Análisis económico-financiero de la empresa alicantina", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, No. 76, julio-septiembre, p. 567-591.

WATSON, C. J. (1990): "Multivariate Distributional Properties, Outliers, and Transformation of Financial Ratios", *Accounting Review*, Vol. 65, No. 3, July, p. 662-695.

WHITTINGTON, G. (1980): "Some Basic Properties of Accounting Ratios", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 7, No. 2, Summer, p. 219-232.