

**ESTUDIO EMPÍRICO DE LA SOLVENCIA EMPRESARIAL
EN LA COMUNIDAD VALENCIANA**

Juan Luis Gandía, José López Gracia y Rafael Molina

WP-EC 95-05

ESTUDIO EMPÍRICO DE LA SOLVENCIA EMPRESARIAL EN LA COMUNIDAD VALENCIANA*

Juan Lu s Gand a, Jos e L pez Gracia y Rafael Molina**

WP-EC 95-05

* La realizaci n de este trabajo ha sido posible gracias a la ayuda recibida por numerosas personas y entidades. Quisi ramos expresar, a todos ellos, nuestro m s sincero agradecimiento. Y en especial a: D. Jos e Mar a Tom s, D. Vicente Cu nat, D. Carlos Orts, D. Cecilio Cami, D. Salvador M nguez, D. Enrique Dom nguez, D. Manuel Grand o, D^a Reyes Mestre, D. Mariano Romero; los Decanatos de los Juzgados de Elda, Villena, Elx, Alacant, Alcoi, Ibi, Castell , Vila-Real, La Vall d'Uixo, Nules, Burriana, Alzira, Ontinyent, X tiva, Valencia, Torrent, Paterna, Quart de Poblet, Sagunt y Gand a; el Registro Mercantil Central; y el personal de la secci n de Cuentas Anuales de los Registros Mercantiles de Alicante, Castell n y Valencia y, particularmente, a Maica, Paz y Pepa, por su inestimable colaboraci n.

Asimismo, quisi ramos destacar la confianza depositada por el Instituto Valenciano de Investigaciones Econ micas y, en su nombre, por D. Francisco P rez Garc a, y el apoyo financiero recibido de esta instituci n dentro de su l nea de investigaci n de Econom a Financiera patrocinada por la CAM, sin la cual este trabajo no hubiera podido realizarse.

** J.L. Gand a, J. L pez, R. Molina: Universitat de Val ncia.

Editor: **Instituto Valenciano de
Investigaciones Económicas, S.A.**
Primera Edición Junio 1995.
ISBN: 84-482-1006-9
Depósito Legal: V-2106-1995
Impreso por Copistería Sanchis, S.L.,
Quart, 121-bajo, 46008-Valencia.
Impreso en España.

ESTUDIO EMPÍRICO DE LA SOLVENCIA EMPRESARIAL EN LA COMUNIDAD VALENCIANA

Juan Luís Gandía, José López Gracia y Rafael Molina

RESUMEN

En este estudio se aporta evidencia empírica acerca de la predicción del fracaso empresarial de las pymes de la Comunidad Valenciana haciendo uso, básicamente, de los modelos de probabilidad condicional logit. La selección de variables se ha realizado a través del análisis factorial y de pruebas de homogeneidad. La investigación se desarrolló sobre una muestra de 202 empresas, 90 en suspensión de pagos y 112 solventes o sanas, relativas a los años 1992 y 1993. Los modelos estimados indican que los ratios de *rentabilidad global de la explotación* y de *circulante*, así como el tamaño y el sector económico al que pertenece la entidad, son los predictores con mayor significación. El error de predicción global calculado en los diferentes modelos oscila en torno al 20%, similar al de otros estudios realizados con pymes. La generalización de las estimaciones a una muestra de validación externa ha producido mayores tasas de error muy probablemente debidas a la existencia de "ruidos" en los datos.

PALABRAS CLAVE: Logit, fracaso empresarial, predicción.

ABSTRACT

This paper gives empirical evidence of small business failure prediction in the Valencian region making use basically of conditional logit probability models. The variables have been selected using factor analysis and homogeneity tests. A sample of 202 firms, 90 of them bankrupt and 112 solvent ones, referred to the years 1992 and 1993 is used. The estimated models indicate that the ratios of global profitability and of circulating capital as well as the size and sector to which the firm belongs, are the most significant predictors. The global prediction error calculated in the different models is about 20%, similar to that obtained by other studies on small companies. The generalization of the estimations in an external validation sample has produced greater error rates probably due to the presence of some "noise" in the data.

KEY WORDS: Logit, business failure, prediction.

1. INTRODUCCIÓN.

La propensión al fracaso de las empresas se ha venido considerando como una válvula de escape para el sistema económico en su conjunto. Permite, por un lado, sacar fuera del mercado a las empresas menos eficientes mientras que, por otro, da mayores oportunidades a aquellas que permanecen. En este sentido, puede considerarse este proceso como un mecanismo de asignación óptima de recursos. Sin embargo, los agentes económicos afectados por el proceso de fracaso empresarial (suspensión de pagos o quiebra, básicamente) sufrirán costes obvios, directos e indirectos.

El interés social por disponer de adecuadas técnicas de predicción ha vuelto a tomar un nuevo impulso en nuestros días. Solamente desde 1990 a 1993, el número de suspensiones de pagos, en España, se ha visto multiplicado por cinco. Los altos tipos de interés, los escasos beneficios mermados por la crisis económica de los 90, el excesivo endeudamiento comprometido y la fuerte competencia con los mercados exteriores, cada día más abiertos, han hecho a muchas empresas claramente vulnerables. Las pequeñas y medianas empresas de la Comunidad Valenciana, que constituyen el 99% del total de establecimientos mercantiles, muchas de ellas orientadas a la actividad exportadora, están sometidas, obviamente, a los vaivenes de la actual crisis económica. Por ello, las técnicas de predicción y de valoración de la solvencia deben adaptarse, en lo posible, al perfil financiero de esta categoría de empresas.

En las últimas dos décadas, se han realizado importantes contribuciones que han mejorado las técnicas de predicción del fracaso empresarial. Estas mejoras se han concretado en la investigación del diseño muestral, la selección de variables y la elección de técnicas estadísticas. Salvo algunas limitadas excepciones, la literatura financiera especializada se ha orientado, básicamente, al estudio de la predicción del fracaso en empresas grandes, cotizadas y no cotizadas. Muy pocos esfuerzos, por el contrario, se han dedicado al análisis de los problemas de solvencia en empresas pequeñas. La falta de datos adecuados, para llevar a cabo las investigaciones, parece ser la causa principal de este retraso.

En este estudio nos hemos ocupado de analizar el fracaso empresarial en las empresas pequeñas y medianas de la Comunidad Valenciana. Las variables que, presumiblemente, mejor pueden distinguir entre empresas fracasadas y solventes o sanas han sido seleccionadas a través de diversas técnicas estadísticas, dada la inexistencia de adecuadas teorías financieras acerca del fracaso empresarial. Los modelos estimados nos permitirán valorar la importancia

individual de cada una de las variables y establecer reglas de decisión para predecir una empresa como fracasada o solvente con uno o dos años de antelación.

El trabajo ha sido organizado del siguiente modo. En el segundo apartado se analizan las características básicas de las empresas pequeñas y medianas. En la sección tercera, se revisan los antecedentes de mayor relevancia en la investigación realizada hasta estos momentos, en torno a la evaluación de la solvencia y las técnicas de predicción del fracaso empresarial. En la cuarta sección se presentan los criterios establecidos para diseñar la muestra. El apartado quinto se ha dedicado a la selección de las variables financieras y en él se aplica el análisis factorial y se realizan pruebas de homogeneidad para decidir cuáles son las más relevantes. El sexto apartado analiza la metodología seguida en el estudio, a la vez que se estudian las variables incorporadas en los diferentes modelos diseñados. La sección séptima presenta los resultados obtenidos en relación a los modelos estimados y los niveles de significación correspondientes. Igualmente, se analiza la significación de las variables individuales incorporadas en los modelos y la capacidad predictiva de éstos, evaluando las tasas de error obtenidas. Finalmente, el último apartado recoge las conclusiones principales que se extraen de este trabajo.

2. CARACTERÍSTICAS BÁSICAS DE LAS PYMES.

Existe un convenio general de considerar una pyme como un negocio con una cuota de mercado reducida, dirigida por sus propietarios y legalmente independiente. No obstante, cuando se ha intentado concretar estas ideas para delimitar con rigor cuándo una empresa puede ser considerada pequeña, mediana o grande, no ha sido posible alcanzar un acuerdo satisfactorio. Sin duda, en ello ha influido el hecho de que los condicionamientos propios de cada sector económico varían y, por tanto, requieren índices de medición diferenciados. Mientras que la doctrina se ha decantado por principios de orden cualitativo, las organizaciones legislativas, por su parte, han adoptado criterios más prácticos, de naturaleza, básicamente, cuantitativa.

Recientemente, la tendencia general ha consistido en establecer una combinación de variables, con el fin de captar más acertadamente la complejidad del mundo empresarial. Así, por ejemplo, la Unión Europea señaló las variables volumen de ventas, número medio de

empleados y activo total para clasificar el tamaño de una empresa (CEE, IV Directiva del Consejo, 1978). España adoptó recientemente su legislación a la IV Directiva comunitaria en esta materia (Ley 19/1989, de Reforma de la Legislación Mercantil).

Las empresas pequeñas tienen un modo de organización y una estructura económica y financiera peculiares. El presente estudio se ha llevado a cabo únicamente con empresas que han adoptado la forma de sociedad por acciones. En esta categoría de empresas, las que tienen su capital dividido en acciones, la responsabilidad queda limitada al importe del capital invertido. El Consejo de Administración es, aquí, el responsable de la organización y de las políticas que se adoptan, y una mínima separación entre propiedad y control podría darse, tanto más cuanto mayor sea el número total de accionistas. No obstante, las pymes de la Comunidad Valenciana adoptan, en su mayor parte, una estructura familiar y, en consecuencia, dicha separación es, prácticamente, inexistente.

La mayor parte de estas empresas comienzan su actividad con un desembolso mínimo, financiando la mayor parte de las operaciones a través de préstamos bancarios y del crédito comercial. Además, los propios directores-propietarios, con frecuencia, prefieren aportar capital por la vía de préstamos personales que hacerlo a través de la adquisición de nuevas acciones. De este modo, tratan de evitar el peligro inherente a los primeros años de actividad, ya que en caso de crisis podrán retirar más fácilmente el capital en su calidad de acreedores. Existe la creencia generalizada de que los directores-propietarios de las pequeñas empresas son reacios a admitir nuevos accionistas con quienes compartir las responsabilidades de gestión y, en suma, los beneficios.

La tabla 2.1 presenta la estructura comparada, entre las empresas fracasadas y sanas de nuestra muestra, de los balances medios de los datos correspondientes a uno y dos años antes de la fecha del fracaso.

TABLA 2.1. ESTRUCTURA ECONÓMICA Y FINANCIERA DE LAS EMPRESAS DE LA MUESTRA.

MASA PATRIMONIAL	SANAS		SUSPENSAS		TOTAL	
ACTIVO						
ACTIVO FIJO	33.210	29.41%	43.990	24.21%	38.600	26.20%
ACTIVO CIRCULANTE	79.727	70.59%	137.705	75.79%	108.715	73.80%
ACTIVO TOTAL	112.937	100.00%	181.695	100.00%	147.315	100.00%
PASIVO						
RECURSOS PERMANENTES	46.315	41.01%	43.104	23.72%	44.709	30.35%
PASIVO CIRCULANTE	66.622	58.99%	138.591	76.28%	102.606	69.65%
PASIVO TOTAL	112.937	100.00%	181.695	100.00%	147.315	100.00%

Como puede observarse, a partir de dicha tabla, la estructura del activo, tanto en empresas fracasadas como sanas, es muy similar. La estructura del pasivo, sin embargo, presenta notables diferencias según se trate de un tipo de empresa u otro. Así, los recursos permanentes de las empresas solventes representan el 41% del total del pasivo, correspondiendo un 32% a fondos propios y el restante 9% a deudas a largo plazo. El pasivo circulante o deudas a corto plazo, por su parte, supone el 59% restante. En cuanto a las empresas fracasadas, el 24% está formado por recursos permanentes, con un 10% de fondos propios y un 14% de deudas a largo plazo, frente a un pasivo circulante del 76%.

Como se deduce, fácilmente, de esta situación, la composición del activo responde a unas necesidades de inmovilizado relativamente pequeñas en comparación con el activo circulante, lo cual parece estar justificado por tratarse de pymes que representan un amplio abanico de sectores económicos, incluidas empresas de servicios e industriales productoras, en su mayor parte, de bienes de consumo. Con relación a la estructura de financiación, el aspecto más destacable es la escasa representación de los recursos permanentes en el total de fondos utilizados por las pymes y, muy particularmente, la partida de recursos propios. Este hecho ha sido reconocido, también, en otros estudios realizados fuera de nuestro país (vid. Hall 1992, p. 243). Además, resulta evidente el escaso fondo de maniobra que presentan las pymes, especialmente el de las empresas fracasadas. Sin duda, un fondo de maniobra de estas características supone una importante fuente potencial de problemas de liquidez y, por tanto, de aproximación a la suspensión de pagos.

3. ANTECEDENTES.

Los primeros estudios sobre predicción del fracaso empresarial fueron realizados con un enfoque univariante (Beaver 1966, 1968). Los enfoques univariantes fueron pronto abandonados ya que no captaban la estructura multidimensional de la empresa. Bajo esta nueva orientación, las investigaciones basadas en el análisis discriminante múltiple fueron imponiéndose paulatinamente. A través de un vector de atributos, que capta la naturaleza pluridimensional de la empresa, estos modelos calculan un valor Z que se interpreta como un valor resumido de esa dimensión múltiple. La función discriminante determina los distintos valores Z de cada empresa de la muestra, de los que partir para establecer la clasificación o predicción entre empresas fracasadas o solventes.

Destacan, en esta segunda opción, los trabajos pioneros de Altman (1968). Diversos refinamientos de este primer importante estudio siguieron con los trabajos de Meyer y Pifer (1970), Deakin (1972), Edmister (1972), Blum (1974), Sinkey (1975) y Altman et al. (1977). En la década de los 80, son de destacar Dambolena y Khoury (1980), Gombola y Ketz (1983), Taffler (1983), Casey y Bartczak (1985), Gentry et al. (1985) y Edmister (1988). Aunque los resultados obtenidos con estos modelos eran buenos, en general, presentando tasas de error de predicción muy pequeñas, las restricciones estadísticas tan fuertes, a las que está sometida la metodología discriminante múltiple, les restaban fiabilidad.

Todos estos estudios fueron desarrollados a partir de muestras de empresas grandes, generalmente cotizadas en los mercados bursátiles. Una de las pocas excepciones la constituye el trabajo de Edmister (1972), quién seleccionó su muestra entre empresas pequeñas solicitantes de préstamos. Su modelo, una función discriminante lineal múltiple, fue estimado a partir de una muestra de 42 empresas, utilizando 7 ratios financieros. Aunque la tasa de error global de predicción era baja (7%) y el nivel de confianza de aceptación del modelo muy alta (99%), los problemas teóricos típicos de esta metodología permanecían.

Otra opción multivariante, diferente a la utilización del análisis discriminante, viene dada por los modelos de probabilidad condicional, entre los que destacan los modelos logit. Esta técnica permite estimar la probabilidad de fracaso de una empresa, condicionada a un conjunto de restricciones o atributos. Algunos trabajos pioneros en esta línea de investigación son los de Martin (1977), Santomero y Vinso (1977), y Ohlson (1980). Otros estudios relevantes que continuaron con este mismo enfoque son los de Casey y Bartczak (1985), Zavgren (1985), Keasey y Watson (1987), Peel y Peel (1987, 1988), Keasey et al. (1990) y Platt y Platt (1991). Los resultados de predicción fueron, en general, similares a los alcanzados con el análisis discriminante, si bien se mejoró en cuanto a un conocimiento más adecuado de la significación individual de los predictores, de un lado, así como de la propensión al fracaso de cada empresa individual, de otro.

Por último, otra técnica estadística interesante aplicada a la predicción del fracaso empresarial, aunque mucho menos extendida que las anteriores, consiste en las particiones iterativas. Destacan en esta orientación los trabajos de Marais et al. (1984) y Frydman et al. (1985). Se trata de una técnica no paramétrica que permite introducir las variables independientes secuencialmente, estableciendo clasificaciones sucesivas entre empresas fracasadas y solventes. Sin embargo, tal y como los propios autores de los trabajos citados han reconocido, la importancia relativa de las variables, así como la estimación de la probabilidad de fracaso no son fácilmente derivables con esta metodología.

En España, son pocos los estudios realizados en torno a la evaluación de la solvencia empresarial. Destacan, en particular, los trabajos de Gabás (1990) sobre una muestra de empresas grandes cotizadas en Bolsa, en el que se comparan los resultados obtenidos de utilizar diversas técnicas de predicción, principalmente análisis logit y discriminante. Igualmente, destacan el estudio de Pina (1989) en el que se utilizó el análisis logit, y los trabajos de Laffarga et al. (1985, 1986, 1987 y 1991) sobre predicción del fracaso empresarial en la banca española en los que, del mismo modo, se utilizaron las metodologías discriminante y logit.

4. ANÁLISIS DE LA MUESTRA.

A efectos de nuestro trabajo, definiremos una empresa como fracasada (o suspensa) cuando haya presentado un expediente de suspensión de pagos, de acuerdo con la legislación vigente, en el juzgado correspondiente, y no fracasada (o sana) en caso contrario. La muestra total de empresas está formada por sociedades mercantiles suspensas y sanas radicadas en la Comunidad Valenciana. La última submuestra, la de empresas sanas, es denominada muestra de *control*. Para conseguir el conjunto muestral en nuestro estudio, en primer lugar fue necesario realizar una lista de sociedades suspensas. Una vez conocido su número, la obtención de las sociedades sanas se produjo tomando, aleatoriamente, una submuestra del mismo tamaño que la de empresas que resultaron fracasadas. Éste es el procedimiento habitual en los estudios de predicción del fracaso empresarial (Zavgren, 1985, p. 10). La construcción de modelos basada en muestras parcialmente no aleatorias ocasionará sesgos tanto en los parámetros como en las probabilidades estimadas y, obviamente, reducirá la capacidad de validación externa de los mismos (Zmijewski, 1984, p. 62).

Para elaborar el directorio de empresas suspensas, se ha tenido en cuenta la distribución comarcal de la Comunidad Valenciana y, muy particularmente, las características de su actividad económica e industrial (vid. Martínez, Pedreño y Reig 1992, p. 153). Las dificultades en la obtención de información contable, así como el fuerte incremento en el número de suspensiones de pagos que se ha producido en España desde 1990 a 1993, determinó que el ámbito temporal utilizado para la obtención de la submuestra de empresas suspensas se extendiera a lo largo de 1992 y 1993. Una vez obtenida la relación nominal de empresas suspensas, fue necesario acudir al Registro Mercantil de cada provincia con el fin

de conseguir las cuentas anuales de cada empresa referidas a uno y dos años antes del año de la suspensión.

De la visita a los respectivos juzgados obtuvimos un total de 327 empresas que presentaron expediente de suspensión de pagos en los años citados (1992 y 1993). Después de eliminar las empresas que presentaban irregularidades contables, o bien cuyas cuentas no estaban disponibles, el número de empresas suspensas se redujo a 90.

Una vez ajustada la submuestra de empresas suspensas, se aplicaron idénticos criterios de depuración al conjunto de empresas sanas seleccionadas. En consecuencia, después de realizada la primera fase del diseño muestral, la muestra estaba compuesta por 202 empresas, 90 suspensas y 112 sanas.

En una segunda etapa, el tamaño muestral se vio afectado por el cálculo de los veintiocho ratios que componían el conjunto inicial de variables financieras que habíamos decidido considerar. Estos ratios fueron seleccionados de acuerdo con su frecuencia de aparición en la literatura financiera. La tabla 4.1 recoge la relación de ratios seleccionados. Tomando como referencia los ratios medios, correspondientes a los dos ejercicios disponibles, la muestra fue nuevamente ajustada atendiendo a los siguientes criterios: (1) eliminación de las empresas que presentaban valores indeterminados en alguno de los ratios y (2) exclusión de las empresas en las que aparecían valores extremos. Finalmente, 171 fueron las empresas que consideramos válidas para la realización de nuestro trabajo, 89 de las cuales eran sanas y 82 suspensas. Esta muestra fue dividida en dos grupos: (1) una muestra de trabajo formada por 150 empresas para la estimación de los modelos de predicción, y (2) una muestra de validación de 21 empresas para comprobar su capacidad predictiva. Las tablas 4.2 y 4.3 muestran, respectivamente, la composición por ejercicios de las muestras de estimación y de validación.

TABLA 4.2. COMPOSICIÓN DE LA MUESTRA DE ESTIMACIÓN POR EJERCICIOS.

EMPRESAS	EJERCICIOS CUENTAS		TOTALES
	90-91	91-92	
SUSPENSAS	33	42	75
SANAS	33	42	75
TOTALES	66	84	150

TABLA 4.1. RATIOS FINANCIEROS UTILIZADOS EN EL ANÁLISIS.

R1	RESULTADO EJERCICIO/ACTIVO TOTAL	RE/AT
R2	RESULTADO EJERCICIO/NETO PATRIMONIAL	RE/NP
R3	RESULTADO EXPLOTACIÓN/INGRESOS EXPLOTACIÓN	REx/IEx
R4	RESULTADO ACTIVIDADES ORDINARIAS/ACTIVO TOTAL	RAO/AT
R5	RECURSOS GENERADOS/NETO PATRIMONIAL	RG/NP
R6	RECURSOS GENERADOS/ACTIVO TOTAL	RG/AT
R7	DEUDA TOTAL/ACTIVO TOTAL	DT/AT
R8	DEUDA C.P./ACTIVO TOTAL	DCP/AT
R9	DEUDA L.P./ACTIVO TOTAL	DLP/AT
R10	DEUDA TOTAL/NETO PATRIMONIAL	DT/NP
R11	DEUDA C.P./NETO PATRIMONIAL	DCP/NP
R12	DEUDA L.P./NETO PATRIMONIAL	DLP/NP
R13	(DISPONIBLE+REALIZABLE)/PASIVO CIRCULANTE	(D+R)/PC
R14	ACTIVO CIRCULANTE/PASIVO CIRCULANTE	AC/PC
R15	CAPITAL CIRCULANTE/PASIVO CIRCULANTE	CC/PC
R16	DISPONIBLE/PASIVO CIRCULANTE	D/PC
R17	ACTIVO FIJO/RECURSOS PERMANENTES	AF/RP
R18	ACTIVO REAL/DEUDA TOTAL	AR/DT
R19	ACTIVO CIRCULANTE/RECURSOS PERMANENTES	AC/RP
R20	DISPONIBLE/ACTIVO TOTAL	D/AT
R21	(DISPONIBLE+REALIZABLE)/ACTIVO TOTAL	(D+R)/AT
R22	CAPITAL CIRCULANTE/ACTIVO TOTAL	CC/AT
R23	CAPITAL CIRCULANTE/INGRESOS EXPLOTACIÓN	CC/IEx
R24	(DISPONIBLE+REALIZABLE)/INGRESOS EXPLOTACIÓN	(D+R)/IEx
R25	ACTIVO CIRCULANTE/ACTIVO TOTAL	AC/AT
R26	ACTIVO TOTAL/INGRESOS EXPLOTACIÓN	AT/IEx
R27	ACTIVO FIJO/INGRESOS EXPLOTACIÓN	AF/IEx
R28	CUENTAS A COBRAR/INGRESOS EXPLOTACIÓN	CtC/IEx

TABLA 4.3. COMPOSICIÓN DE LA MUESTRA DE VALIDACIÓN POR EJERCICIOS.

EMPRESAS	EJERCICIOS CUENTAS		TOTALES
	90-91	91-92	
SUSPENSAS	3	4	7
SANAS	14	0	14
TOTALES	17	4	21

5. SELECCIÓN DE VARIABLES FINANCIERAS.

Como ya ha sido apuntado en algunas investigaciones (Jones, 1987), la falta de una teoría en la literatura financiera para explicar el proceso del fracaso es una de las principales barreras para la selección de las variables apropiadas. Dado que éstas tienden a no ser estables con el paso del tiempo (Ezzamel, Brodie y Mar Molinero, 1987 y Betts y Belhould, 1987), el mayor inconveniente que presenta esta metodología consiste en que los modelos estimados a partir de unos ciertos datos muestrales serán difíciles de extrapolar a períodos de tiempo distintos. El problema de la estabilidad podría afectar particularmente a los resultados obtenidos a través del análisis factorial, que es la técnica estadística utilizada en este trabajo y la más ampliamente aceptada por los investigadores para la selección de variables (Pinches y Mingo, 1973; Pinches, Mingo y Caruthers, 1973; Stevens, 1973; Libby, 1975; Pinches, Mingo, Caruthers y Eubank, 1975; Chen y Shimerda, 1981; Gombola y Ketz, 1983; Zavgren, 1985; Laitinen, 1991).

El análisis factorial intenta explicar, según un modelo lineal, un conjunto de variables observables mediante un pequeño número de factores o dimensiones no observables comunes a todas ellas. Para la realización de este trabajo se ha optado por el método de componentes principales. Esta técnica se ha desarrollado a partir de los datos obtenidos en el cálculo de los 28 ratios medios relativos a las 150 empresas de la muestra de estimación.

Una vez alcanzada la primera solución, se ha realizado una rotación ortogonal del tipo varimax, con el fin de obtener una segunda matriz factorial con unas saturaciones altas a costa de otras bajas, que permitan una interpretación más sencilla de los resultados. La rotación varimax maximiza la suma de las varianzas de los cuadrados de los coeficientes de saturación para cada una de las columnas de la matriz factorial. La aplicación del análisis ha requerido la eliminación previa de algunas de las variables (*R25*, *R15*, *R12*, *R9* y *R10*) por el alto grado de correlación observado con otras variables.

Una vez obtenidos los resultados del análisis, de cada uno de los cinco factores se ha seleccionado, como variable representativa, aquella que presentaba una carga factorial mayor en valor absoluto. La tabla 5.1 muestra la matriz factorial rotada, resaltándose en ella las variables escogidas y sus respectivas cargas factoriales. De acuerdo con este análisis, el conjunto inicial de veintiocho ratios se ha reducido a cinco, número mucho más razonable desde el punto de vista operativo (ratios *R1*, *R14*, *R19*, *R21* y *R26*).

TABLA 5.1. MATRIZ FACTORIAL ROTADA.

VARIABLE	FACTOR 1	FACTOR 2	FACTOR 3	FACTOR 4	FACTOR 5	COMUNALIDAD
<i>R1</i>	0,342	-0,855	0,044	-0,030	-0,091	0,858
<i>R2</i>	-0,310	-0,461	-0,189	-0,043	0,554	0,653
<i>R3</i>	0,070	-0,694	0,111	-0,302	-0,131	0,607
<i>R4</i>	0,446	-0,814	-0,031	-0,016	-0,131	0,880
<i>R5</i>	-0,248	-0,553	-0,273	0,065	0,261	0,515
<i>R6</i>	0,411	-0,835	-0,004	0,028	-0,035	0,868
<i>R7</i>	-0,786	0,397	-0,029	-0,195	-0,045	0,817
<i>R8</i>	-0,789	0,335	-0,150	-0,294	-0,054	0,846
<i>R11</i>	-0,039	-0,097	-0,074	-0,049	-0,830	0,707
<i>R13</i>	0,683	-0,021	-0,607	0,063	0,134	0,857
<i>R14</i>	0,851	-0,001	-0,309	-0,130	0,115	0,849
<i>R16</i>	0,497	-0,012	-0,667	-0,010	-0,066	0,697
<i>R17</i>	-0,189	-0,135	0,008	0,117	-0,555	0,376
<i>R18</i>	0,809	-0,105	-0,214	0,182	0,183	0,778
<i>R19</i>	-0,056	0,032	-0,081	-0,077	-0,896	0,819
<i>R20</i>	0,092	-0,042	-0,696	-0,101	-0,061	0,509
<i>R21</i>	0,068	-0,022	-0,858	-0,050	-0,037	0,745
<i>R22</i>	0,824	-0,237	-0,069	-0,146	-0,057	0,765
<i>R23</i>	0,642	-0,065	-0,084	-0,444	-0,094	0,630
<i>R24</i>	0,000	0,092	-0,606	0,559	-0,116	0,701
<i>R26</i>	0,060	0,083	0,118	0,921	-0,043	0,875
<i>R27</i>	0,072	0,014	0,215	0,897	0,060	0,859
<i>R28</i>	-0,043	0,041	-0,386	0,604	-0,019	0,517
Varianza	5,135	3,480	2,923	2,860	2,328	16,728
% Var.	0,223	0,151	0,127	0,124	0,101	0,727

Puesto que las empresas fracasadas no han sido emparejadas por tamaño con la submuestra de empresas sanas, se ha realizado un estudio de homogeneidad entre ambas, con el fin de decidir la conveniencia de incorporar dicha variable como predictor en los modelos que se van a estimar. En un buen número de estudios sobre insolvencia, la variable tamaño ha contribuido muy significativamente en la estimación de la probabilidad del fracaso empresarial (Ohlson 1980, Peel y Peel, 1987).

Los resultados alcanzados en nuestro análisis (tabla 5.2) demuestran que el valor del estadístico es significativo al 5%. Podemos afirmar, por tanto, que, con un 95% de confianza, ambas submuestras no proceden de la misma población y que el volumen de activos que presenta cada empresa podría considerarse como una variable relevante para diferenciar entre empresas fracasadas o solventes.

TABLA 5.2. ANÁLISIS DE HOMOGENEIDAD POR VOLUMEN DE ACTIVO.

TOTAL ACTIVO (Miles Ptas.)	FRACASADAS	%	SANAS	%
0 - 50.000	15	20	39	52
50.000 - 100.000	17	23	13	17
100.000 - 150.000	11	15	5	7
150.000 - 200.000	9	12	6	8
200.000 o más	23	30	12	16
	75	100	75	100

$\chi^2_4=17,507^*$

6. METODOLOGÍA.

La principal técnica estadística utilizada en este trabajo es el análisis logit, que es un modelo de probabilidad condicional, estadísticamente robusto bajo hipótesis generales relativas a la distribución de las variables independientes o predictores. Esta metodología ha sido seleccionada con el fin de evitar los típicos problemas asociados al análisis discriminante múltiple (ADM) (Ezzamel y Mar Molinero, 1990), habitualmente empleado para predecir la insolvencia empresarial.

Los modelos de probabilidad condicional, de los que los modelos logit constituyen una clase particular, son utilizados para estimar una relación entre un vector de atributos, que describen una entidad, y la probabilidad de que dicha entidad alcance un determinado estado final. Estos modelos obtienen la probabilidad de una variable dependiente dicotómica a través de la estimación de los coeficientes de las variables independientes. La especificación de estos modelos requiere el empleo de una distribución de probabilidad acumulada, a fin de acotar los valores predichos dentro del intervalo habitual $[0,1]$ admitido por las funciones de probabilidad. Una de las variantes de mayor interés de los modelos de probabilidad condicional son los modelos logit (Maddala, 1985; Gujarati 1992) que descansan en el empleo de una función de probabilidad logística acumulada, que se expresa como:

$$P_i = F(Z) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}} \quad (1)$$

donde $Z_i = b_j X_{ij}$, siendo X_{ij} el vector de atributos de cada entidad i y b_j los respectivos coeficientes de cada atributo j que hay que estimar. Además, P_i representa la probabilidad

de que una empresa fracase, condicionada a su vector de atributos y e la base de los logaritmos naturales. Es fácil comprobar en la expresión [1] que, dado que Z_i está comprendida entre $[-, +]$, P_i lo está entre 0 y 1 y que P_i está relacionada en forma no lineal tanto con las variables independientes, X , como con los parámetros de éstas, b . En consecuencia, la estimación de los modelos logit se realizará por procedimientos de máxima verosimilitud en lugar de los clásicos de mínimos cuadrados.

Las variables independientes que serán introducidas en los modelos que se van a estimar son de una doble naturaleza. En primer lugar, las variables financieras obtenidas del análisis factorial desarrollado en la sección quinta y a las que hemos añadido la variable logaritmo del activo total LAT , de acuerdo con el análisis realizado, igualmente, en dicha sección. La razón fundamental de emplear el logaritmo de la variable original Activo Total, obedece a la necesidad de evitar, en lo posible, el efecto dispersión que cabría esperar de otro modo.

En segundo lugar, se incorporarán a los modelos un grupo de variables no financieras o cualitativas, dado el importante papel, a priori, que este tipo de variables cualitativas puede cumplir en la predicción del fracaso empresarial. Destacan, en esta línea de investigación, los trabajos de Whittred y Zimmer (1984), Peel y al. (1985), Peel y Peel (1988), Keasey y Watson (1987, 1988), Gilson (1989), Kluger y Shields (1989) y Teall (1993). Las razones que justifican su utilización pueden centrarse en (1) la falta de confianza en los datos derivados de los estados financieros, (2) la incapacidad de los ratios financieros para producir información relevante en relación a la experiencia empresarial, la cualificación de los directores o las características del sector industrial en el que opera la empresa y (3) ausencia de información financiera periódica a partir de la cual calcular ratios.

A los efectos particulares de nuestro estudio, el tamaño pequeño o mediano de las empresas, aconseja especialmente la utilización de variables cualitativas. En efecto, las empresas de reducido tamaño presentan, por lo común, mayores problemas de confianza en sus estados financieros. Ello es debido, básicamente, a la mayor varianza de sus magnitudes financieras relevantes, a la posibilidad de acogerse a sistemas de información contable mucho menos regulados y a las mayores posibilidades de llevar una contabilidad "creativa". Sin duda, el hecho de que la auditoría no sea una exigencia formal para las pequeñas empresas da lugar a una brecha de confianza mucho mayor.

Diversos estudios realizados en los últimos años se han basado esencialmente en la incorporación de variables cualitativas en el análisis (Peel et al. 1986; Peel y Peel 1988 y

Keasey y Watson 1987). La escasa información no financiera, nos ha permitido recoger, únicamente, los datos relativos a tres variables de este tipo. Estas variables son el número de administradores de la entidad, *ADM*, el tiempo transcurrido en la presentación de las cuentas anuales en el Registro Mercantil desde que finalizó el ejercicio, *DEP*, y el sector económico al que pertenece la empresa, *SEC*.

Las tablas 6.1 a 6.3 presentan, respectivamente, un análisis de homogeneidad entre empresas sanas y suspensas, en relación a cada uno de estos atributos, para un año antes de la fecha del fracaso. Los rangos han sido establecidos convenientemente, con el fin de agrupar correctamente las frecuencias en el análisis.

TABLA 6.1. ANÁLISIS DE HOMOGENEIDAD POR NÚMERO DE ADMINISTRADORES.

Nº ADMINISTRADORES POR ENTIDAD	FRACASADAS	%	SANAS	%
1	54	71	53	72
2	14	21	16	19
3 o más	7	8	6	9
	75	100	75	100

$$X^2=0,22$$

TABLA 6.2. ANÁLISIS DE HOMOGENEIDAD POR PLAZO DE PRESENTACIÓN DE LAS CUENTAS ANUALES.

TIEMPO	FRACASADAS	%	SANAS	%
Hasta 7 meses	45	60	52	69
8 meses	17	23	15	20
9 meses o más	13	17	8	11
	75	100	75	100

$$X^2=1,821$$

TABLA 6.3. ANÁLISIS DE HOMOGENEIDAD POR SECTOR ECONÓMICO.

SECTOR ECONÓMICO	FRACASADAS	%	SANAS	%
Construcc. y Mat. Construcc.	8	11	8	11
Textil y Confección	5	6	12	16
Cuero y Calzado	8	11	16	21
Aliment, Comercio y Servicios	44	58	25	33
Ind. Química, Metal y Otras	8	11	8	11
Madera y Mueble	2	3	6	8
	75	100	75	100

$$X^2_5=12,781^*$$

De acuerdo con el contraste de χ^2 , aceptamos la hipótesis nula de homogeneidad (al 5% de significación) para el número de administradores y el retraso en el depósito de las Cuentas Anuales mientras que, respecto al sector económico, estadísticamente se puede afirmar que ambas submuestras no proceden de la misma población. Por lo tanto, la variable *SEC* será la única de las variables cualitativas que, en principio, tendría capacidad para discriminar entre empresas sanas y suspensas. Finalmente, por tanto, las variables incorporadas a los modelos serán *R1*, *R14*, *R19*, *R21*, *R26*, *LAT*, *ADM*, *DEP* Y *SEC*.

En la tabla 6.4 presentamos la media y la desviación típica para cada una de las variables independientes cuantitativas, financieras y no financieras, incorporadas en los modelos. Los datos están referidos a la muestra de estimación y los cálculos se han realizado para uno y dos años antes de la fecha del fracaso. Empleando un contraste *t* de Student de diferencias entre medias, se observa, claramente, que sólo en relación a los ratios *R1* (Resultado/Activo Total) y *R14* (Activo Circulante/Pasivo Circulante) y a la variable tamaño *AT* (Activo total), la hipótesis nula de medias iguales es rechazada con niveles altos de significación, tanto para uno como para dos años antes de la fecha del fracaso. De acuerdo con estos resultados, cabe esperar que estas tres variables se comporten como buenos predictores del fracaso empresarial.

TABLA 6.4. MEDIAS (M), DESVIACIONES TÍPICAS (DT) Y CONTRASTE *t* DE DIFER. DE MEDIAS.

VARIABLE	1 AÑO ANTES					2 AÑOS ANTES				
	FRACASADAS		SANAS		<i>t</i>	FRACASADAS		SANAS		<i>t</i>
	M	DT	M	DT		M	DT	M	DT	
<i>R1</i>	-0,110	0,197	0,020	0,141	4,62*	-0,022	0,125	0,046	0,109	3,57*
<i>R14</i>	0,951	0,357	1,412	1,291	2,99*	1,060	0,381	1,313	0,925	2,18**
<i>R19</i>	4,210	9,925	3,001	3,301	-1,001	5,001	19,901	2,871	2,981	-0,922
<i>R21</i>	0,393	0,272	0,426	0,233	0,810	0,391	0,254	0,423	0,233	0,825
<i>R26</i>	0,835	0,592	0,793	1,105	-0,341	0,815	0,735	0,688	0,936	-0,933
<i>AT</i>	186075	195524	119493	191606	-2,11**	167225	182028	106523	166160	-2,13**
<i>ADM</i>	1,467	0,935	1,510	1,254	0,221	#	#	#	#	#
<i>DEP</i>	8,031	2,341	8,034	2,721	0,001	#	#	#	#	#

Nº de empresas fracasadas = 75, Nº empresas suspensas = 75

* Significativo al 99%, ** Significativo al 95% , # Datos no disponibles.

Los modelos que serán estimados combinarán las variables financieras y no financieras, por un lado, y los dos períodos para los que la información está disponible, es

decir un año antes y dos años antes del fracaso, por otro. Puesto que de las variables cualitativas sólo se dispone de información completa para un año antes, no es posible estimar el correspondiente logit para dos años antes. No obstante, si bien sólo con un carácter experimental y comparativo, será estimado un modelo para dos años antes incorporando, como predictores, tanto las variables financieras como las variables cualitativas, con los datos de estas últimas referidos a un año antes. Como es natural, la hipótesis subyacente en este modelo es la de que no ha habido cambios de un año a otro en este tipo de variables. De acuerdo con lo expuesto, mostramos la tabla 6.5, donde se indican los cinco modelos que se van a especificar.

TABLA 6.5. MODELOS ESTIMADOS.

MODELO 1 (UN AÑO ANTES)	Sólo Variables Financieras
MODELO 2 (UN AÑO ANTES)	Sólo Variables Cualitativas
MODELO 3 (UN AÑO ANTES)	Variables Financieras y Cualitativas
MODELO 4 (DOS AÑOS ANTES)	Sólo Variables Financieras
MODELO 5 (DOS AÑOS ANTES)	Variables Financieras y Cualitativas

7. ANÁLISIS DE RESULTADOS.

La tabla 7.1 recoge los resultados obtenidos en las estimaciones de los cinco modelos señalados anteriormente. La cuestión importante, en la interpretación de esta tabla, es comprobar si los modelos permiten distinguir claramente entre empresas fracasadas y sanas. De acuerdo con el contraste de la razón de verosimilitud, los cinco modelos estimados son significativos, con un nivel de confianza del 99%.

Con idéntica finalidad de valorar la capacidad predictiva de los modelos estimados, se han elaborado los gráficos 7.1 a 7.5. En ellos se presentan las probabilidades de fracaso asignadas por los modelos a las empresas fracasadas y sanas, en el eje de abcisas, y las correspondientes frecuencias, en el de ordenadas. Como se observa en los gráficos de barras, las probabilidades de las dos muestras divergen significativamente. Mientras que la muestra de empresas fracasadas está claramente sesgada hacia las probabilidades más altas de fracaso,

TABLA 7.1. MODELOS LOGIT ESTIMADOS

MODELO	CONST.	RI	R14	R19	R21	R26	LAT	ADM	DEP	SEC	LN (MV)
	Coefficiente	-7,28548	-0,74962	0,03644	0,10525	-0,12549	0,69110	-----	-----	-----	-----
1	Valor <i>t</i>	-3,39261	-1,65809	1,36403	0,12323	-0,57309	3,83265	-----	-----	-----	-76,94
	Nivel Sign.	99%	90%	83%	10%	43%	99%	-----	-----	-----	99%
	Coefficiente	-0,35746	-----	-----	-----	-----	-----	-0,02997	-0,00663	1,05809	-----
2	Valor <i>t</i>	-0,59764	-----	-----	-----	-----	-----	-0,18996	-0,09873	3,09212	-98,98
	Nivel Sign.	45%	-----	-----	-----	-----	-----	15%	8%	99%	99%
	Coefficiente	-7,87806	-0,69445	0,03181	0,00662	0,00390	0,77545	-0,31696	-0,05920	1,02990	-----
3	Valor <i>t</i>	-3,43629	-1,84607	1,15468	0,07482	0,01696	4,04252	-1,47380	-0,72861	2,40923	-72,32
	Nivel Sign.	99%	93%	75%	6%	1%	99%	86%	53%	98%	99%
	Coefficiente	-7,29555	-0,56580	0,01321	0,04345	0,02045	0,71052	-----	-----	-----	-----
4	Valor <i>t</i>	-3,62384	-1,49404	0,98561	0,05355	0,09245	4,06971	-----	-----	-----	-84,54
	Nivel Sign.	99%	86%	67%	4%	7%	99%	-----	-----	-----	99%
	Coefficiente	-7,87042	-0,48999	0,01021	-0,01602	0,08786	0,75828	-0,20317	-0,02775	1,08482	-----
5	Valor <i>t</i>	-3,64255	-1,27518	0,74199	-0,01889	0,38817	4,11923	-0,97370	-0,34943	2,72397	-79,98
	Nivel Sign.	99%	80%	54%	2%	30%	99%	67%	27%	99%	99%

las empresas sanas lo están en sentido opuesto. Estos resultados confirman el análisis anterior y corroboran la capacidad predictiva de los modelos estimados.

Los coeficientes de cada variable se evalúan, en cada uno de los modelos, a través del estadístico t . La tabla 7.1 muestra la significación de los coeficientes en los modelos estimados para uno y dos años antes de la fecha del fracaso. Las variables financieras RI (Resultado/Activo Total) y LAT (Logaritmo Activo Total) resultan ser fuertemente significativas, con un nivel de confianza del 99%. Claramente, los atributos de rentabilidad y tamaño de la empresa condicionan la probabilidad de fracaso de una entidad. Aunque en menor medida, el ratio $RI4$ (Activo Circulante/Pasivo Circulante) también puede considerarse aproximadamente significativo.

La variable cualitativa dicotómica SEC (1 si la entidad es industrial, 0 en otro caso), también aparece muy significativa, con nivel de confianza del 99%. De este resultado se desprende, obviamente, que no es en modo alguno irrelevante pertenecer a un sector económico industrial o a uno no industrial. El resto de variables aparecen, prácticamente en todos los modelos, como escasamente significativas. Estos resultados concuerdan con los análisis efectuados anteriormente. En particular, no sorprende el hecho de que ninguna de las variables cualitativas ADM (Número de administradores) o DEP (Tiempo transcurrido en depositar las cuentas) se comporte como un buen predictor, dada la gran similitud que presentan entre sí, las empresas fracasadas y sanas, en relación a estos atributos.

Para determinar el índice de acierto o de error cometido en la predicción, es preciso determinar un punto de corte o valor de probabilidad discriminante P^* a partir de la muestra inicial o de estimación. La regla de decisión vendrá dada por (1) si $P(X_i,) > P^*$ predecimos como fracasada a la empresa i y (2) si $P(X_i,) < P^*$ predecimos como sana a la empresa i , donde β_j = coeficientes estimados y X_i = vector de atributos de la empresa i .

Mientras que algunos autores propugnan un simple valor medio de probabilidad, esto es, $P^*=0.5$ (Ohlson 1980, p. 120; Peel y Peel 1987, p. 58), otros consideran más conveniente utilizar la mediana de las probabilidades obtenidas en el conjunto de la muestra de estimación (Keasey y Watson 1987, p. 347). Ambos criterios parecen apoyarse en la idea de considerar el coste del error en la predicción de las empresas fracasadas o error *tipo I* (predecir una empresa fracasada como sana), idéntico al coste del error en la predicción de las empresas sanas o error *tipo II* (predecir una sana como fracasada). Puesto que no encontramos justificado la utilización de un punto de corte arbitrario de 0.5 o de cualquier otro, en el presente estudio hemos optado por determinar la probabilidad crítica o

discriminante a través de la minimización del error global cometido, entendido éste como el número de empresas mal clasificadas respecto del total, con independencia de cuál fuera el tipo de error en el que se hubiese incurrido (Zavgren 1985, p. 42).

La tabla 7.2 recoge los errores de predicción cometidos al aplicar las estimaciones de los diferentes modelos a la muestra original o de estimación y a la muestra de validación externa. La probabilidad de corte o de separación entre empresas fracasadas y sanas, que minimiza el error global, se presenta junto a las distintas clases de error.

TABLA 7.2. VALORACIÓN DE LOS ERRORES DE PREDICCIÓN.

MODELO	PUNTO DE CORTE	MUESTRA DE ESTIMACIÓN*			MUESTRA DE VALIDACIÓN**		
		ERROR I (%)	ERROR II (%)	ERROR TOTAL (%)	ERROR I (%)	ERROR II (%)	ERROR TOTAL (%)
1	0,5144	24,32	24,68	24,00	15,38	33,33	38,10
2	0,3932	30,43	32,93	31,33	33,33	60,00	61,90
3	0,4501	16,67	23,53	20,00	9,09	45,45	47,62
4	0,4704	21,43	24,69	22,67	0,00	46,15	47,62
5	0,3323	12,00	30,69	24,00	0,00	41,67	42,86

* Fracasadas = 75 , Sanas = 75 ; ** Fracasadas = 7 , Sanas = 14.

Para la muestra de estimación, el modelo 3 (un año antes), que combina variables financieras y no financieras, con un 20% de error global cometido, presenta los mejores resultados. Los modelos 1 (un año antes) y 4 (dos años antes), que sólo emplean variables financieras, predicen con tasas de error ligeramente superiores. El modelo 2 (un año antes), que sólo emplea variables cualitativas, presenta una tasa de error claramente mayor (31'33%), como consecuencia, muy probablemente, de la escasa significación de sus coeficientes.

Los resultados del modelo 5 (dos años antes) han de tomarse con una cierta cautela pues, como ya se indicó, se estimó a partir de la hipótesis de que las variables cualitativas no se hubiesen modificado de un año a otro. Dado que los ejercicios contables considerados son consecutivos, parece razonable aceptar dicha hipótesis y, por tanto, dar por válidos los correspondientes resultados.

Tomando los mismos puntos de corte calculados anteriormente para cada uno de los modelos, observamos que su aplicación a la muestra de validación, incrementa sensiblemente la cantidad de errores de predicción cometidos. Este hecho es relativamente normal, como puede comprobarse en otros estudios similares (v.g., Peel y Peel 1987). El modelo 2, que utiliza únicamente variables cualitativas es, nuevamente, el que arroja un mayor índice de error global (61'9%). El modelo 1, basado exclusivamente en variables financieras es, ahora, el que presenta una menor tasa de error global (38'1%). Estos resultados, al igual que los obtenidos a partir de la muestra de estimación, coinciden, con bastante aproximación, con los de otros estudios de predicción del fracaso empresarial realizados con datos de empresas pequeñas (vid. Keasey y Watson 1987, pp. 348-50).

8. CONCLUSIONES.

En este trabajo se ha tratado, por un lado, de detectar los atributos esenciales, financieros y no financieros, de las empresas de reducido tamaño de la Comunidad Valenciana, que con mayor claridad podrían permitir captar su probabilidad de fracaso y, por ende, el riesgo financiero asociado. Por otro lado, nos propusimos elaborar, haciendo uso de la metodología logit, modelos de predicción que fueran capaces de estimar la probabilidad de fracaso con uno y dos años de antelación.

Aplicando el análisis factorial a los datos de la muestra de empresas seleccionada, así como realizando diversas pruebas estadísticas de homogeneidad, han sido seleccionadas las variables financieras y no financieras que hemos incorporado a los modelos estimados. A partir de estas variables previamente seleccionadas, han sido elaborados cinco modelos de predicción logit, tres modelos para un año antes y dos modelos para dos años de antelación a la fecha del fracaso empresarial. Los resultados, aún tratándose de una primera aproximación, son muy esperanzadores. Los cinco modelos estimados han resultado fuertemente significativos, con un nivel de confianza del 99%. Las variables significativas, en todos los modelos en los que se han introducido, son los ratios *RI* y *RI4*, la variable tamaño *LAT* (Logaritmo del Activo Total) y la variable cualitativa dicotómica *SEC*. Estos resultados satisfacen las expectativas establecidas a priori. El ratio de rentabilidad *RI* se comporta como un buen predictor, con un nivel de confianza del 99% en los cuatro modelos en los que ha intervenido. Este resultado se ha presentado, igualmente, en otros trabajos

anteriores (Ohlson 1980, Zavgren 1985). El ratio de solvencia a corto *RI4*, aunque ligeramente menos significativo, también puede ser considerado como un buen predictor. Numerosos trabajos, igualmente, avalan la importancia de su incorporación (Pinches et al. 1973).

Las variables de tamaño *LAT* y de pertenencia o no a un sector industrial *SEC* ofrecen, igualmente, síntomas evidentes de significación, con niveles altos de confianza del 99% en ambos casos. El comportamiento de estos predictores indica, con claridad, el importante papel que cumple, en la predicción del fracaso empresarial, la dimensión de la empresa y la circunstancia de pertenecer a un sector económico u otro. En relación a la variable *LAT*, no obstante, dado el signo inesperado obtenido en la estimación, (positivo en lugar de negativo), parece razonable valorar los resultados obtenidos con un carácter preliminar, a la espera de futuras investigaciones.

La capacidad predictiva de los cinco modelos estimados ha sido evaluada internamente, a través de la muestra de derivación o estimación, y externamente, utilizando una muestra diferente. Una vez definida la probabilidad de corte o discriminante, en cada uno de los modelos, mediante el cálculo del error total mínimo, las empresas son automáticamente clasificadas como fracasadas o como solventes o sanas. Los denominados errores *tipo I* y *tipo II* y el error global han sido calculados, al objeto de valorar la capacidad de predicción de cada modelo y realizar las pertinentes comparaciones.

Los resultados obtenidos pueden considerarse comparables a los de otros trabajos similares, efectuados con muestras de empresas pequeñas, y ligeramente menores que los relativos a estudios de predicción efectuados sobre empresas de mayor tamaño o cotizadas. El modelo 3 (un año antes), que combina variables financieras y no financieras, muestra el menor error global cometido en la predicción (20%). Sin embargo, los modelos 4 y 5, referidos a dos años antes, ofrecen resultados levemente inferiores (23 y 24%, respectivamente). Por último, los modelos que incorporan variables cualitativas exclusivamente, como el modelo 2 (un año antes), alcanzan los peores resultados (31% de error global).

Cuando se generalizan los modelos estimados a una muestra distinta, la eficiencia predictiva, como era previsible, disminuye sensiblemente. Este resultado, coincidente con el de otros estudios similares, puede ser explicable, en nuestra opinión, por la existencia de "ruidos" en los datos, que conducen a una cierta dependencia muestral de los modelos. Recuérdese, en este sentido, que las empresas fracasadas de la muestra no fueron

seleccionadas por procedimientos aleatorios. Se trata de empresas pequeñas y medianas de la Comunidad Valenciana, que suspendieron pagos y cuya información financiera y no financiera estuvo disponible. Sin duda, la progresiva mejora en el futuro, de la presentación de las cuentas anuales en el Registro Mercantil, por parte de las empresas, aliviará mucho, en nuestra opinión, las carencias que, en estos momentos, presentan los estados financieros.

Nuestros resultados, aunque son claramente positivos y concuerdan, en general, con nuestras hipótesis establecidas a priori, podrían ser mejorados en el futuro en la medida en que se logre superar dos importantes limitaciones de la metodología aplicada: por un lado, la utilización de procedimientos estadísticos para seleccionar las variables explicativas de los modelos, en ausencia de una teoría explícita acerca del fracaso empresarial y, por otro, el empleo de una muestra de empresas suspensas forzosamente no aleatoria, dada la precariedad actual de datos disponibles. Ambas, sin duda, dificultan las posibilidades de generalización de los modelos que han sido estimados.

ANEXO DE GRÁFICOS

GRÁFICO 7.1 PROBABILIDAD ESTIMADA DE FRACASO MODELO 1

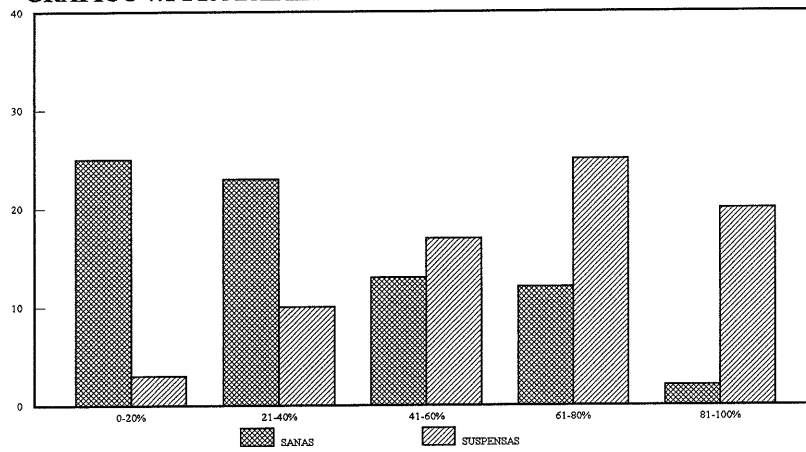


GRÁFICO 7.2 PROBABILIDAD ESTIMADA DE FRACASO MODELO 2

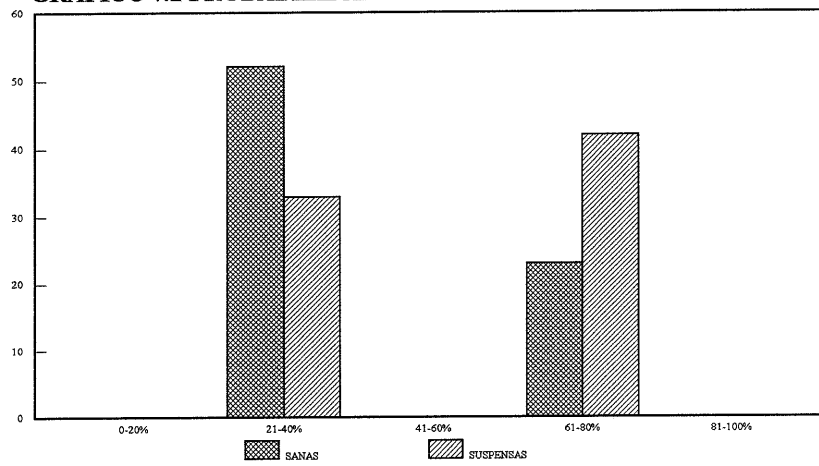


GRÁFICO 7.3 PROBABILIDAD ESTIMADA DE FRACASO MODELO 3

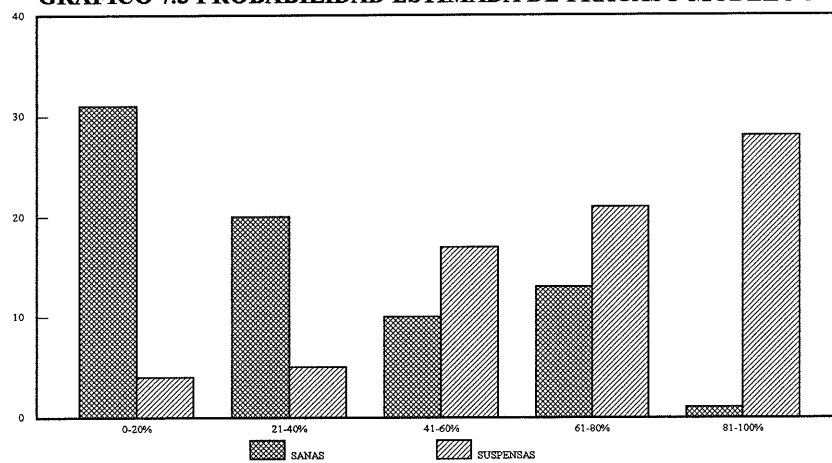


GRÁFICO 7.4 PROBABILIDAD ESTIMADA DE FRACASO MODELO 4

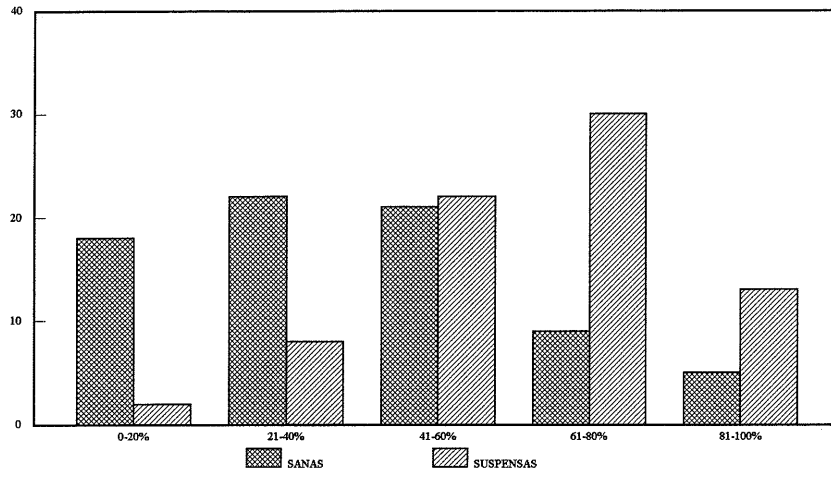
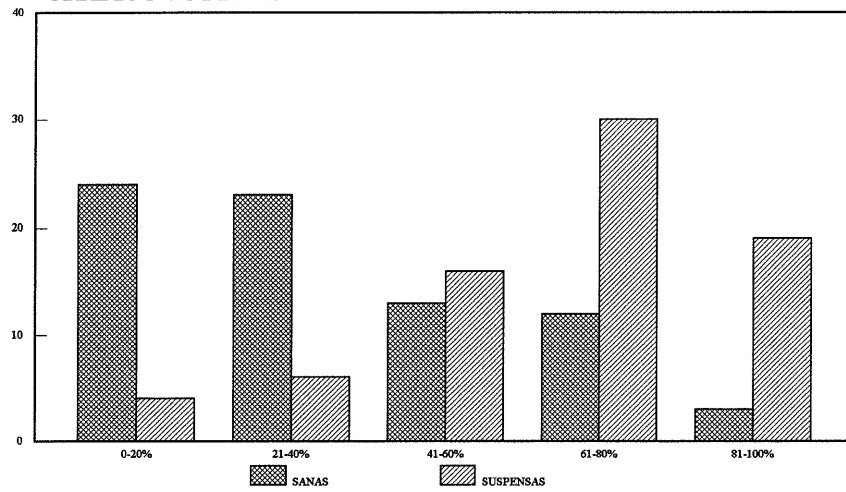


GRÁFICO 7.5 PROBABILIDAD ESTIMADA DE FRACASO MODELO 5



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

Altman, E.I. (1968), "Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy". *Journal of Finance* (September), pp. 589-609.

Altman, E.I., Haldeman, R.E. and Narayanan, P. (1977), "Z Analysis: A new model to identify bankruptcy risk of corporations". *Journal of Banking and Finance* 10, (June), pp. 29-54.

Beaver, W. (1966), "Financial ratios as predictors of failure". *Journal of Accounting Research, Supplement*, pp. 71-111.

Beaver, W. (1968), "Alternative accounting measures and predictors of failure". *The Accounting Review*, (January), pp. 113-22.

Betts, J. and Belhould, D. (1987), "The effectiveness of incorporating stability measures in company failure models", *Journal of Business, Finance and Accounting*, Autumn, pp. 323-34.

Blum, M. (1974), "Failing company discriminant analysis". *Journal of Accounting Research*, (Spring), pp. 1-25.

Casey, C. and Bartczak, N. (1985), "Using operating cash flow data to predict financial distress- Some extensions". *Journal of Accounting Research*, v. 23, n. 1, pp. 384-401.

Chen, K. & Shimerda, T. (1981), "An Empirical Analysis of Useful Ratios". *Financial Management*, (Spring) Vol. 10, pp. 51-60.

Cuadras, C. M. (1991), *Métodos de análisis multivariante*. PPU, Barcelona.

Dambolena, I.G. and Khoury, S.J. (1980), "Ratio stability and corporate failure". *Journal of Finance*, v. 35, n. 4, (September), pp. 1017- 26.

Deakin, E. (1972), "A discriminant analysis of predictors of business failure". *Journal of Accounting Research*, (Spring), pp. 167-79.

Edmister, R. (1972), "An Empirical Test of Financial Ratio Analysis for Small Business

Failure Prediction". *Journal of Financial and Quantitative Analysis (March)*, pp. 1477-93.

Edmister, R.O. (1988), "Combining human credit analysis and numerical credit scoring for business failure prediction". *Akron Business and Economic Review*, v. 19, n. 3, pp. 6-14.

Ezzamel, M., Brodie, J. and Mar Molinero, C. (1987), "Long-term stability of financial patterns of UK manufacturing companies, *Journal of Business, Finance and Accounting*, v. 14, pp. 519-36.

Ezzamel, M. and Mar Molinero, C. (1990), "The distributional properties of financial ratios in UK manufacturing companies". *Journal of Business, Finance and Accounting* 17, pp. 1-29.

Frydman, H., Altman, E. y Kao, D. (1985), "Introducing recursive partitioning for financial classification: The case of financial distress". *Journal of Finance*, (Marzo), pp. 269-91.

Gabás, F. (1990), *Técnicas actuales de análisis contable. Evaluación de la solvencia empresarial*. ICAC.

Gentry, J., Newbold, P. and Whitford, D. (1985), "Classifying bankrupt firms with funds flow components". *Journal of Accounting Research*, (Spring), pp. 146-59.

Gilson, S.C. (1989), "Management turnover and Financial Distress". *Journal of Financial Economics*, v. 25 n. 2, pp. 241-62.

Gombola M. J. & Ketz J. E. (1983), "A Note on Cash Flow and Classification Patterns of Financial Ratios". *Accounting Research*, (January) Vol. LVIII, N. 1, pp. 105-114.

Gujarati, D.N. (1992), *Basic Econometrics*. Mc Graw-Hill, Inc.

Hall, G. (1992), "Reasons for insolvency amongst small firms -a review and fresh evidence". *Small Business Economics*, v. 4, n. 3, pp. 237-50.

Jones, F.L. (1987), "Current techniques in bankruptcy prediction". *Journal of Accounting Literature*, v. 6, pp. 131-64.

Keasey, K. and Watson, R. (1987), "Non-financial symptoms and the prediction of small

company failure: a test of Argenti's hypothesis". *Journal of Business, Finance and Accounting*, (Autumn), pp. 335-54.

Keasey, K. and Watson, R. (1988), "The non-submission of accounts and small company failure prediction". *Accounting and Business Research*, n. 73, (Winter), pp. 47-54.

Keasey, K., Mc Guinness, P. and Short, H. (1990), "The multilogit approach to predicting corporate failure - further analysis and the issue of signal consistency". *Omega*, v. 18, n. 1, pp. 85-94.

Kluger, B.D. and Shields, D. (1989), "Auditor changes, information quality and bankruptcy prediction". *Managerial and Decision Economics*, v. 10, n. 4, pp. 275-82.

Laffarga, J., Martín, J. y Vazquez, J. (1985), "El análisis de la solvencia en las instituciones bancarias: propuesta de una metodología y aplicaciones a la banca española". *Esic-Market*, n. 48, pp. 51-73.

Laffarga, J., Martín, J. y Vazquez, J. (1986), "El pronóstico a largo plazo del fracaso en las instituciones bancarias: Metodología y aplicaciones del caso español". *Esic-Market*, n. 54, pp. 113-67.

Laffarga, J., Martín, J. y Vazquez, J. (1987), "Predicción de la crisis bancaria española: comparación entre el análisis logit y el análisis discriminante". *Cuadernos de Investigación Contable*, v. 1, n. 1, pp. 103-10.

Laffarga, J., Martín, J. y Vazquez, J. (1991), "La predicción de la crisis bancaria: el caso español". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. Vol. 20, Núm. 66, pp. 151-63

Laitinen E. K. (1991), "Financial Ratios and Different Failure Processes". *Journal of Business, Finance and Accounting*, (September) Vol. 18, N. 5, pp. 649-674.

Libby, R. (1975), "Accounting Ratios and the Prediction of Failure: Some Behavioral Evidence". *Journal of Accounting Research*, (Spring) Vol. 13, N. 1, pp. 150-161.

Maddala, G. (1985), *Econometria*. Mc Graw-Hill, Inc.

Marais, M., Patell, J., y Wolfson, M. (1984), "The experimental design of classification

models: An application of recursive partitioning and bootstrapping to commercial bank loan classifications". *Journal of Accounting Research* 22 (Supplement).

Martin, D. (1977), "Early warning of bank failure: A logit regression approach". *Journal of Banking and Finance*, (November), pp. 249-76.

Martinez, J.A., Pedreño, A., Reig E., (1992), *Estructura económica de la Comunidad Valenciana*. Ed. Espasa-Calpe.

Meyer, P. y Pifer, H. (1970), "Prediction of Bank Failures". *Journal of Finance*, (September), pp. 853-68.

Ohlson, J.A. (1980), "Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy". *Journal of Accounting Research*, v. 18, n. 1, (Spring), pp. 109-31.

Peel, M.J. and Peel, D.A. (1987), "Some further empirical evidence on predicting private company failure". *Accounting and Business Research*, v. 18, n. 69, pp. 57-66.

Peel, M.J. and Peel, D.A. (1988), "A multilogit approach to predicting corporate failure. Some evidence for the UK corporate sector". *Omega*, v. 16, n. 4, pp. 309-18.

Peel, M.J., Peel, D.A. and Pope, P.A. (1985), "Some evidence on corporate failure and the behaviour of non-financial ratios". *The Investment Analyst*, (January), pp. 3-12.

Peel, M.J., Peel, D.A. and Pope, P.A. (1986), "Predicting corporate failure. Some results for the UK corporate sector". *Omega*, v. 14, n. 1, pp. 5-12.

Pina, V. (1989), "La información contable en la predicción de la crisis bancaria 1977-1985". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, n. 58, (Enero-Marzo), pp. 309-38.

Pinches, G. E. & Mingo, K. A. (1973), "A Multivariate Analysis of Industrial Bond Rating". *Journal of Finance*, (March) pp. 1-18.

Pinches, G.E., Mingo, K.A. and Caruthers, J.K. (1973), "The stability of financial patterns in industrial organizations". *Journal of Finance*, (May), pp. 389-96.

Pinches, G.E., Mingo, K.A., Caruthers, J.K. and Eubank, A. (1975), "The hierarchical

classification of financial ratios". *Journal of Business Research* (October), pp. 295-310.

Platt, H.D and Platt, M.B (1991), "A note on the use of industry-relative ratios in bankruptcy prediction". *Journal of Banking and Finance*, v. 15, n. 6, pp. 1183-94.

Santomero, A. y Vinso, J. (1977), "Estimating the Probability of Failure for Commercial Banks and the Banking System". *Journal of Banking and Finance*, (Octubre), pp. 185-205.

Sinkey, J. (1975), "A Multivariate Statistical Analysis of the Characteristics of Problem Banks". *The Journal of Finance* (March), pp. 21-36.

Stevens, D. L., (1973), "Financial Characteristics of Merged Firms: A Multivariate Analysis". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (March) pp. 149-158.

Taffler, R. (1983), "The assessment of company solvency and performance using a statistical model". *Accounting and Business Research*, (Autumn), pp. 295-307.

Teall, J.L. (1993), "Shareholder control and financial distress in the thrift industry". *Journal of Business Research*, v. 26, n. 2, pp. 161-70.

Whittred, G. and Zimmer, I. (1984), "Timeliness of financial-reporting and financial distress". *The Accounting Review*, v. 59, n. 2, pp. 287-295.

Zavgren, C.V. (1985), "Assesing the vulnerability to failure of American industrial firms: A logistic analysis". *Journal of Business, Finance and Accounting* 12 (1), (Spring), pp. 19-45.

Zmijewski, M.E. (1984), "Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models", *Journal of Accounting Research*, v. 22, pp. 59-82.

DOCUMENTOS PUBLICADOS

- WP-EC 90-01 "Los Determinantes de la Evolución de la Productividad en España"
M. Mas, F. Pérez. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-02 "Mecanización y Sustitución de Factores Productivos en la Agricultura Valenciana"
A. Picazo, E. Reig. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-03 "Productivity in the Service Sector"
H. Fest. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-04 "Aplicación de los Modelos de Elección Discreta al Análisis de la Adopción de Innovaciones Tecnológicas. El Caso del Sector Azulejero"
E.J. Miravete. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-05 "Rentabilidad y Eficiencia del Mercado de Acciones Español"
A. Peiró. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-06 "La Coordinación de Políticas Fiscales en el Marco de una Unión Económica y Monetaria"
J.E. Boscá, V. Orts. Diciembre 1990.
- WP-EC 91-01 "Medición de la Segregación Ocupacional en España: 1964-1988"
M. Sánchez. Mayo 1991.
- WP-EC 91-02 "Capital Adequacy in the New Europe"
E.P.M. Gardener. Mayo 1991.
- WP-EC 91-03 "Determinantes de la Renta de los Hogares de la Comunidad Valenciana. Una Aproximación Empírica."
M.L. Molto, C. Peraita, M. Sánchez, E. Uriel. Mayo 1991.
- WP-EC 91-04 "Un Modelo para la Determinación de Centros Comerciales en España".
A. Peiró, E. Uriel. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-05 "Exchange Rate Dynamics. Cointegration and Error Correction Mechanism".
M.A. Camarero. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-06 "Aplicación de una Versión Generalizada del Lema de Shephard con Datos de Panel al Sistema Bancario Español".
R. Doménech. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-07 "Necesidades, Dotaciones y Deficits en las Comunidades Autónomas"
B. Cabrer, M. Mas, A. Sancho. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-08 "Un Análisis del Racionamiento de Crédito de Equilibrio"
J. Quesada. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-09 "Cooperación entre Gobiernos para la Recaudación de Impuestos Compartidos"
G. Olcina, F. Pérez. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-10 "El impacto del Cambio Tecnológico en el Sistema Bancario: El Cajero Automático"
J. Maudos. Diciembre 1991.

- WP-EC 91-11 "El Reparto del Fondo de Compensación Interterritorial entre las Comunidades Autónomas"
C. Herrero, A. Villar. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-12 "Sobre la Distribución Justa de un Pastel y su Aplicación al Problema de la Financiación de las Comunidades Autónomas"
C. Herrero, A. Villar. Diciembre 1991.
- WP-EC 92-01 "Asignaciones Igualitarias y Eficientes en Presencia de Externalidades"
C. Herrero, A. Villar. Abril 1992.
- WP-EC 92-02 "Estructura del Consumo Alimentario y Desarrollo Economico"
E. Reig. Abril 1992.
- WP-EC 92-03 "Preferencias de Gasto Reveladas por las CC.AA."
M. Mas, F. Pérez. Mayo 1992.
- WP-EC 92-04 "Valoración de Títulos con Riesgo: Hacia un Enfoque Alternativo"
R.J. Sirvent, J. Tomás. Junio 1992.
- WP-EC 92-05 "Infraestructura y Crecimiento Económico: El Caso de las Comunidades Autónomas"
A. Cutanda, J. Paricio. Junio 1992.
- WP-EC 92-06 "Evolución y Estrategia: Teoría de Juegos con Agentes Limitados y un Contexto Cambiante"
F. Vega Redondo. Junio 1992.
- WP-EC 92-07 "La Medición del Bienestar mediante Indicadores de 'Renta Real': Caracterización de un Índice de Bienestar Tipo Theil"
J.M. Tomás, A. Villar. Julio 1992.
- WP-EC 92-08 "Corresponsabilización Fiscal de Dos Niveles de Gobierno: Relaciones Principal-Agente"
G. Olcina, F. Pérez. Julio 1992.
- WP-EC 92-09 "Labour Market and International Migration Flows: The Case of Spain"
P. Antolín. Julio 1992.
- WP-EC 92-10 "Un Análisis Microeconómico de la Demanda de Turismo en España"
J.M. Pérez, A. Sancho. Julio 1992.
- WP-EC 92-11 "Solución de Pérdidas Proporcionales para el Problema de Negociación Bipersonal"
M.C. Marco. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-12 "La Volatilidad del Mercado de Acciones Español"
A. Peiró. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-13 "Evidencias Empíricas del CAPM en el Mercado Español de Capitales"
A. Gallego, J.C. Gómez, J. Marhuenda. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-14 "Economic Integration and Monetary Union in Europe or the Importance of Being Earnest: A Target-Zone Approach"
E. Alberola. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-15 "Utilidad Expandida y Algunas Modalidades de Seguro"
R. Sirvent, J. Tomás. Diciembre 1992.

- WP-EC 93-01 "Efectos de la Innovación Financiera sobre la Inversión: El Caso del Leasing Financiero"
M.A. Díaz. Junio 1993.
- WP-EC 93-02 "El problema de la Planificación Hidrológica: Una Aplicación al Caso Español"
A. González, S.J. Rubio. Junio 1993.
- WP-EC 93-03 "La Estructura de Dependencia del Precio de las Acciones en la Identificación de Grupos Estratégicos: Aplicación al Sector Bancario Español"
J.C. Gómez Sala, J. Marhuenda, F. Más. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-04 "Dotaciones del Capital Público y su Distribución Regional en España"
M. Mas, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-05 "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-06 "Bank Regulation and Capital Augmentations in Spain"
S. Carbó. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-07 "Transmission of Information Between Stock Markets"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-08 "Capital Público y Productividad de la Economía Española"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-09 "La Productividad del Sistema Bancario Español (1986-1992)"
J.M. Pastor, F. Pérez. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-10 "Movimientos Estacionales en el Mercado de Acciones Español"
A. Peiró. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-11 "Thresholds Effects, Public Capital and the Growth of the United States"
J. García Montalvo. Diciembre 1993.
- WP-EC 94-01 "International Migration Flows: The Case of Spain"
P. Antolín. Febrero 1994.
- WP-EC 94-02 "Interest Rate, Expectations and the Credibility of the Bank of Spain"
F.J. Goerlich, J. Maudos, J. Quesada. Marzo 1994.
- WP-EC 94-03 "Macromagnitudes Básicas a Nivel Sectorial de la Industria Española: Series Históricas"
F.J. Goerlich, V. Orts, S. García. Mayo 1994.
- WP-EC 94-04 "Job Search Behaviour"
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-05 "Unemployment Flows and Vacancies in Spain"
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-06 "Paro y Formación Profesional: Un Análisis de los Datos de la Encuesta de Población Activa"
C. García Serrano, L. Toharia. Mayo 1994.
- WP-EC 94-07 "Determinantes de la Dinámica de la Productividad de los Bancos y Cajas de Ahorro Españolas"
J.M. Pastor. Junio 1994.

- WP-EC 94-08 "Estimación Regionalizada del Stock de Capital Privado (1964-1989)"
F.J. Escribá, V. Calabuig, J. de Castro, J.R. Ruiz. Junio 1994.
- WP-EC 94-09 "Capital Público y Eficiencia Productiva Regional (1964-1989)"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Julio 1994.
- WP-EC 94-10 "Can the Previous Year Unemployment Rate Affect Productivity? A DPD Contrast"
R. Sánchez. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-11 "Comparing Cointegration Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results"
J. García Montalvo. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-12 "Factores Determinantes de la Innovación en las Empresas de la Comunidad Valenciana"
M. Gumbau. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-13 "Competencia Imperfecta y Discriminación de Precios en los Mercados de Exportación. El Caso del Sector de Pavimentos Cerámicos"
J. Balaguer. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-14 "Utilidad Expandida Estado Dependiente: Algunas Aplicaciones"
R.J. Sirvent, J. Tomás. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-15 "El Efecto de las Nuevas Tecnologías de Transacción en la Demanda de Dinero en España"
J. Maudos. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-16 "Desajustes en los Tipos de Cambio e 'Hysteresis' en los Flujos Comerciales: Las Exportaciones Españolas a EE.UU."
J. de Castro, V. Orts, J.J. Sempere. Diciembre 1994.
- WP-EC 94-17 "Stock Prices and Macroeconomic Factors: Evidence from European Countries"
A. Peiró. Diciembre 1994.
- WP-EC 95-01 "Margen Precio-Coste Marginal y Economías de Escala en la Industria Española: 1964-1989"
F.J. Goerlich, V. Orts. Abril 1995.
- WP-EC 95-02 "Temporal Links Between Price Indices of Stock Markets with Overlapping Business Hours"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Abril 1995.
- WP-EC 95-03 "Competitive and Predatory Multi-Plant Location Decisions"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Abril 1995.
- WP-EC 95-04 "Multiproduct Activity and Competition Policy: The Tetra Pack Case"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Junio 1995.
- WP-EC 95-05 "Estudio Empírico de la Solvencia Empresarial en Comunidad Valenciana"
J. L. Gandía, J. López. R. Molina. Junio 1995.
- WP-EC 95-06 "El Método Generalizado de los Momentos"
A. Denia, I. Mauleón. Junio 1995.