



Revista de Economía Aplicada
ISSN: 1133-455X
rea@unizar.es
Universidad de Zaragoza
España

MARTÍNEZ, PEDRO; BERGES, ÁNGEL
EL RIESGO DE CAMBIO EN LA EMPRESA ESPAÑOLA
Revista de Economía Aplicada, vol. VIII, núm. 24, 2000, pp. 81-104
Universidad de Zaragoza
Zaragoza, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=96917630002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

EL RIESGO DE CAMBIO EN LA EMPRESA ESPAÑOLA*

PEDRO MARTÍNEZ

Universidad de Murcia

ÁNGEL BERGES

Universidad Autónoma de Madrid

El presente trabajo analiza la exposición económica al riesgo de cambio en una muestra de empresas no financieras cotizadas en el mercado bursátil español durante dos etapas: una de fortaleza de la peseta (1988-91) y otra de debilidad (1992-95). Para ello, se realiza la regresión de serie temporal de la rentabilidad de las acciones respecto al tipo de cambio y al índice del mercado. Seguidamente, una regresión de corte transversal permite contrastar si el nivel de exposición, medido por el coeficiente de exposición determinado en la primera etapa, es explicado por los niveles de exportación, importación y endeudamiento en divisas de cada una de las empresas. Los resultados obtenidos muestran que los tipos de cambio influyen sobre el valor de mercado de un reducido número de empresas apareciendo en parte explicado por los niveles de operaciones comerciales con el exterior.

Palabras clave: riesgo de cambio, exposición económica, precio de las acciones.

Clasificación JEL: L16.

La problemática de la existencia del riesgo de cambio en la empresa ha sido y es un tema ampliamente estudiado que ha recibido una atención especial desde principios de los setenta, con la caída del sistema de cambios fijos vigente hasta entonces. A partir de este momento, las empresas que realizan operaciones con el exterior se encuentran afectadas por la incertidumbre generada en los mercados de divisas, como consecuencia de las fluctuaciones en las paridades monetarias. Además, el creciente proceso de globalización y de interconexión de economías que se viene produciendo en los últimos años da

(*) Nuestro agradecimiento a Ser-Huang Poon, Stephen Taylor, Peter Pope, Martin Martens, Mark Shackleton, así como a los participantes en el seminario de investigación celebrado en el Dept. of Accounting & Finance de la Universidad de Lancaster por sus comentarios. También, queremos agradecer a Iftekhar Hasan sus sugerencias y a los participantes de la European Financial Management Association Conference celebrada en Lisboa, June 1998. A William Rees y J. Carlos Gómez Sala por sus comentarios y sugerencias. Por último, a un evaluador anónimo por sus enriquecedoras indicaciones. Cualquier error es responsabilidad nuestra.

lugar a que los efectos cambiarios incidan también sobre las compañías puramente nacionales, al competir con sociedades extranjeras ubicadas en su territorio y con otras de su misma nacionalidad importadoras de productos.

Bajo tales circunstancias, se ha desarrollado una amplia literatura encaminada a la identificación y medición del riesgo de cambio. La mayor parte de la misma se ha centrado en el estudio de los efectos, tanto contables como transaccionales, de dicho riesgo. Sin embargo, el número de estudios relativos a las repercusiones que las fluctuaciones monetarias tienen en el valor de la empresa es menos extenso, siendo fundamentalmente a partir de los años noventa cuando surgen los principales trabajos orientados a contrastar empíricamente dicho efecto.

En el caso de las empresas españolas, resulta de interés el estudio de su exposición económica debido al elevado grado de implicación que presentan con el exterior. Junto al creciente nivel de exportaciones e importaciones que se ha producido en los últimos años, la economía española ha sufrido unos procesos de desregulación que se han traducido en importantes incrementos del recurso al crédito en el exterior por parte de nuestras empresas, favorecido especialmente por altos tipos de interés internos en esos años. Paralelamente, un buen número de compañías han comenzado procesos de internacionalización mediante la realización de inversiones directas en el exterior. Así, entre 1988 y 1995, años que comprende este estudio, las exportaciones, en porcentaje sobre el PIB, han pasado del 11,47% (16,17% para las importaciones) al 16,55% (19,71% para las importaciones). Por otro lado, la financiación de las empresas no financieras españolas mediante la obtención de créditos en moneda extranjera también se ha incrementado en estos años, pasando del 1,64% sobre el PIB de 1988 hasta un máximo del 3,08% en 1992, descendiendo drásticamente a partir de este año, a causa, en parte, de las sucesivas devaluaciones de la peseta y bajadas de tipos de interés. Por último, entre 1988 y 1992 las inversiones directas de España en el exterior alcanzaron un peso máximo sobre el PIB del 0,65% en 1991, frente al 0,35% realizado en 1988¹; a partir de 1992 se producen cambios en la confección de la balanza de pagos que rompen la homogeneidad de la serie. Sin embargo, la tendencia creciente se ha mantenido, como se pone de manifiesto en Alonso y Donoso (1999, págs 230-231), quienes, analizando el proceso de internacionalización de la economía española, señalan que en los años noventa se inicia “una nueva etapa de muy activa proyección inversora de la empresa española en el exterior”.

Todo esto se ha producido bajo la presencia de importantes variaciones reales en los tipos de cambio de nuestra divisa, corregidas por los procesos devaluadores ocurridos en la primera mitad de los años noventa. Además, tras la ampliación de bandas del Sistema Monetario Europeo, nuestra moneda presentó un mayor intervalo de fluctuación. Por tanto, parece evidente que muchas empresas españolas han visto afectados sus flujos de efectivo por las fluctuaciones en los tipos de cambio.

(1) Datos elaborados a partir de la balanza de pagos española (elaborada por la Secretaría de Estado de Comercio hasta 1990 y por el Banco de España a partir de 1991) y de las cuentas financieras de la economía española (elaboradas por el Banco de España).

En este contexto, el objetivo del trabajo consiste en analizar los efectos que las variaciones de los tipos de cambio tienen sobre el precio de una muestra seleccionada de acciones correspondientes a empresas no financieras que cotizan en el mercado bursátil español, y si el origen de los mismos puede explicarse a partir de los niveles de exportación, importación y endeudamiento en divisas de las empresas analizadas. Para ello, en una primera etapa se realiza la medición de la sensibilidad de la rentabilidad de las empresas respecto de la tasa de variación del tipo de cambio efectivo de la peseta dentro de dos intervalos temporales: uno de fortaleza de la peseta (1988-1991) y otro de debilidad (1992-1995). A continuación, se contrastan, únicamente para la etapa de inestabilidad, los factores determinantes del riesgo de cambio comentados, con el fin de identificar la relevancia de los mismos y en qué sentido afectan al nivel de exposición. Los resultados obtenidos muestran que los tipos de cambio tienen influencia sobre un reducido número de empresas apareciendo en parte explicados por los niveles de operaciones con el exterior.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en el primer epígrafe se hace una breve revisión de la literatura relacionada con la medición de la exposición económica. Los apartados dos y tres describen la metodología y datos. A continuación se presentan los resultados de la medición de la exposición. La sección quinta analiza los factores determinantes y por último, se presentan las principales conclusiones.

1. LA EXPOSICIÓN ECONÓMICA AL RIESGO DE CAMBIO

Básicamente existen tres criterios para evaluar la exposición al riesgo de cambio [Pringle y Connolly (1993)]: contable, transaccional y económico. El primero responde a la existencia en balance de partidas establecidas en moneda extranjera, pudiéndose distinguir dos situaciones: el mantenimiento de filiales en el exterior, siendo necesario traducir los estados contables de las filiales situadas en otros países a la unidad monetaria de la matriz; y el mantenimiento de activos y/o pasivos frente al exterior, en cuyo caso será necesario establecer el contravalor en la moneda doméstica que deberá ser actualizado anualmente por parte de la empresa. De otro lado, la *exposición de transacción* se relaciona con el valor líquidativo en moneda local de las operaciones comerciales o financieras internacionales realizadas por la empresa con el exterior. Por último, la *exposición económica* mide la sensibilidad del valor de la empresa a las variaciones inesperadas en los tipos de cambio. Estas variaciones modifican la corriente de flujos de tesorería que la empresa podrá generar en el futuro, incidiendo por tanto en su valor.

De los tres criterios, los dos primeros son los más utilizados en la práctica. Sin embargo, sólo el último resulta teóricamente consistente con el objetivo financiero de la empresa. El problema fundamental, no obstante, consiste en su medición. La cuantificación de la verdadera exposición económica resulta extremadamente difícil al requerir la predicción del importe exacto y la sensibilidad de los flujos de tesorería futuros.

Distintas investigaciones, sin embargo, han tratado de desarrollar una medida más operativa de la exposición económica al riesgo de cambio. Dumas (1978), Hodder (1982) y Adler y Dumas (1984) miden el riesgo de cambio como el coefi-

ciente del valor de los activos de la empresa sobre los tipos de cambio en los distintos estados de la naturaleza, en un momento dado del tiempo. Garner y Shapiro (1984) y Schnabel (1989) proponen el coeficiente de la regresión de serie temporal de los flujos de tesorería, denominados en moneda local, sobre los tipos de cambio nominales. Jorion (1990) propone, como medida de la exposición, el coeficiente de la variable tipo de cambio en una regresión múltiple de serie temporal de la rentabilidad de las acciones, como variable dependiente, sobre la rentabilidad del mercado y la tasa de cambio de la moneda en el período considerado, siendo esta medida la más utilizada en la investigación empírica a partir de este momento.

Desde un punto de vista teórico, diferentes autores han analizado los factores determinantes de la exposición al riesgo de cambio. Heckerman (1972) subrayó el efecto producido por las alteraciones en la relación real de intercambio; Shapiro (1975), el impacto de los ciclos inflación-devaluación; Choi (1986) y Flood y Lessard (1986), los costes y la estructura de la demanda en el mercado de factores así como las condiciones de oferta de los productos; Levi (1990), la influencia de la elasticidad de la demanda, la naturaleza de la producción, y el grado de competencia entre las empresas; Luerhman (1990), los cambios de la demanda y la respuesta de las empresas; y Levi (1994) introduce la variabilidad de los niveles de exposición en función de las posiciones en divisas, políticas de cobertura, etc. En resumen, todos resaltan, de alguna manera, la importancia de la estructura de los mercados en que operan las empresas y su posición competitiva en los mismos.

Empíricamente, diversos autores han medido la exposición económica al riesgo de cambio. Así, Liljeblom (1985) encuentra, para el mercado finlandés, que el precio de las acciones de las empresas con actividades en el exterior estaba relacionado con la mayoría de monedas y cestas de monedas. Por otra parte, Booth y Rotenberg (1990), analizando el mercado canadiense, obtienen para la mayoría de las empresas de la muestra efectos negativos asociados a una depreciación. Jorion (1990) encuentra para las empresas estadounidenses un reducido número de coeficientes significativos. Resultados similares obtienen Loudon (1993) y Martínez Solano y Gómez Sala (1996) para los mercados australiano y español, respectivamente.

Por otro lado, se ha planteado la evaluación mediante la agrupación de empresas en carteras. En esta línea, Jorion (1991), Bodnar y Gentry (1993) y Fang y Loo (1994) forman carteras en función de las características sectoriales. Aunque con reducidos niveles de significación, los resultados muestran, en general, que aquellos sectores con importantes niveles de exportación (importación) están afectados positivamente (negativamente) por las depreciaciones de la correspondiente moneda local, siendo esta relación más fuerte para las etapas de fortaleza del dólar que para las de debilidad.

Trabajos más recientes, en lugar de utilizar la característica sectorial, agrupan en función de factores determinantes de la exposición mediante la formación de carteras de empresas exportadoras, como es el caso de Amihud (1994). A pesar de la clara posición larga en divisas, la significación estadística de estas carteras a las variaciones contemporáneas en los tipos de cambio no ha sido significativa. Resultados similares obtiene Allayannis (1995a) compensando los niveles de exportación con las importaciones para generar una cartera exportadora neta. No

obstante, la introducción de efectos retardados en los trabajos anteriores de Amihud (1994 y 1995) y Allayannis (1995) mejoró los niveles de significación de los coeficientes o el signo presentado. En este sentido, Bartov y Bodnar (1994) justifican la baja significación de las variaciones contemporáneas básicamente en la complejidad de estimación, confirmando igualmente la importancia de los efectos retardados. En esta línea, recientemente Chow, Lee y Solt (1997) contrastan que los efectos de los tipos de cambio sobre la rentabilidad de las acciones se producen a largo plazo, y no a corto plazo, lo que es consistente con la dificultad para encontrar relación para un horizonte temporal de un mes.

Por otro lado, Choi y Prasad (1995) cuestionan la agrupación en carteras y apuestan por el análisis individual, pues la sensibilidad al riesgo de cambio de cada empresa dependerá de sus niveles de operaciones con el exterior, de sus estrategias financieras, de sus políticas de cobertura, y de otras variables específicas. En este sentido, Allayannis y Ofek (1996) confirman que la utilización de instrumentos derivados para la cobertura del riesgo de cambio reducen los niveles de exposición.

Finalmente, muchos de los trabajos comentados han analizado, tras la medición de la exposición, los posibles factores explicativos del riesgo de cambio. Concretamente, Booth y Rotenberg (1990) se centran en los niveles de exportación, activos en divisas, deuda en divisas, además de otras variables ficticias concretas para el mercado canadiense. Jorion (1990), Martínez Solano y Gómez Sala (1996), y Allayannis y Ofek (1996) han estudiado el nivel de exportaciones. Bodnar y Gentry (1993) intentaron explicar los niveles de exposición sectoriales a partir de las variables exportación, importación, inversiones en el exterior e *inputs* valorados internacionalmente u objeto de transacción internacional. Fang y Loo (1994) y Allayannis (1995b) consideran los niveles de exportación e importación. Choi y Prasad (1995) han analizado los niveles de exportación, activos en el extranjero y flujos de efectivo obtenidos en el exterior. En general, estos trabajos concluyen que las posiciones largas en divisas se ven afectadas positivamente por las depreciaciones, mientras que las cortas se ven beneficiadas por las apreciaciones de las monedas nacionales correspondientes.

2. METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN

La medición de la exposición económica se ha realizado, al igual que en la mayoría de los estudios previos², mediante la estimación del coeficiente β_{xt} en la regresión de serie temporal de la rentabilidad de un determinado activo, R_{it} , respecto a la rentabilidad del mercado, R_{mt} , y de las variaciones en el tipo de cambio (efectivo o bilateral) R_{xt} :

$$R_{it} = \beta_{oi} + \beta_{mi} R_{mt} + \beta_{xi} R_{xt} + \varepsilon_{it} \quad t = 1, \dots, T \quad [1]$$

donde los coeficientes β_{mi} y β_{xi} proporcionan una medida de la sensibilidad de la rentabilidad del activo i al riesgo de mercado y a las fluctuaciones monetarias,

(2) Jorion (1990), Loudon (1993), Bodnar y Gentry (1993), Fang y Loo (1994), Amihud (1994) y (1995), Allayannis (1995a), Choi y Prasad (1995) y Martínez. Solano y Gómez Sala (1996).

siendo ε_{it} el error aleatorio. La introducción de la rentabilidad del mercado como segunda variable independiente controla explícitamente los movimientos del mercado, reduciendo la correlación de las perturbaciones.

El valor obtenido de β_{xi} para las distintas empresas se interpreta como el nivel de exposición al riesgo de cambio. Un coeficiente positivo implicará, en el caso de trabajar con la cotización directa de la peseta, que la rentabilidad de las acciones será más alta cuando se deprecie aquélla y más baja cuando se aprecie. Un coeficiente negativo indicará justo lo contrario. Además, si bien la estimación de los coeficientes de exposición debería ser planteada en función de tantas variables independientes como monedas diferentes aparezcan en las operaciones de la compañía, tal y como sugiere Schnabel (1989), esta aproximación multidivisa puede presentar problemas de multicolinealidad debido a la alta correlación existente entre los tipos de cambio. En este sentido, en el presente estudio, al igual que en la práctica totalidad de los consultados, se ha trabajado con un índice que mide el tipo de cambio efectivo de la peseta frente al resto de monedas.

El modelo anterior puede ser modificado mediante la introducción de los tipos de interés como tercera variable conjuntamente con las anteriores; en concreto:

$$R_{it} = \beta_{oi} + \beta_{mi} R_{mt} + \beta_{ri} R_{xt} + \beta_{xi} R_{xt} + \eta_{it} \quad t = 1, \dots, T \quad [2]$$

donde R_{rt} , representa la variación en la variable que mide los tipos de interés y β_{ri} su coeficiente, permaneciendo el resto como se ha descrito anteriormente. Este modelo de tres factores, utilizado generalmente para medir los niveles de exposición al riesgo de cambio de empresas financieras, ha sido introducido aquí, al igual que en Choi y Prasad (1995), como variable de control para la medición de la exposición económica. La razón estriba en incorporar explícitamente los efectos de los altos tipos de interés existentes en la primera etapa de fortaleza de la peseta que se ha analizado, y la fuerte reducción de tipos de interés que se produjo en la etapa de inestabilidad siguiente.

Las ecuaciones de regresión [1] y [2] servirán para contrastar la existencia de exposición al riesgo de cambio, que deberá manifestarse a través de la significación del coeficiente β_{xi} , y la dirección de esa exposición, que se reflejará en el signo que presente dicho coeficiente. Por otra parte, sobre estas ecuaciones de regresión se puede estudiar si de un período a otro se producen modificaciones significativas en los coeficientes de exposición con el fin de evaluar la existencia de cambio estructural.

El modelo [1] asume que toda la información disponible sobre los efectos de las fluctuaciones en los tipos de cambio es incorporada total e inmediatamente en los precios de los activos. No obstante, podemos analizar la eficiencia del mercado en este aspecto mediante el estudio de los efectos retardados de las variaciones en los tipos de cambio. Para ello, se ha utilizado el modelo de retardos propuesto por Amihud (1994), en el que además de los retardos en la variable tipo de cambio, se introduce la variable endógena retardada un período (R_{it-1}). Concretamente:

$$R_{it} = \beta_{oi} + \beta_{1i} R_{it-1} + \beta_{mi} R_{mt} + \sum_{j=0}^n \beta_{xj} i R_{xt-j} + \xi_{it} \quad t = 1, \dots, T \quad [3]$$

$j = 0, \dots, n$

donde la descripción de variables es la misma con la diferencia de que ahora se presentan los coeficientes de exposición $\beta_{x0}, \beta_{x1}, \beta_{x2}, \dots, \beta_{xn}$, referidos a la sensibilidad respecto de las fluctuaciones contemporáneas y retardadas de I a n períodos respectivamente. A partir de esta ecuación [3] se puede contrastar la existencia de efectos retardados, siendo éstos relevantes en la medida en que los coeficientes anteriores presenten valores significativos estadísticamente.

Por otro lado, de cara a identificar los factores determinantes del riesgo de cambio, la metodología ha consistido en la realización de una regresión de corte transversal entre los coeficientes de exposición, $\hat{\beta}_{x1}$, y los posibles factores explicativos. Concretamente, el modelo tiene la siguiente forma:

$$\hat{\beta}_{x1} = \gamma_0 + \sum_{f=1}^4 \gamma_f F_{fi} + \mu_i \quad t = 1, \dots, N \quad [4]$$

donde F_{fi} representa el valor del factor explicativo f para la empresa i , en el período objeto de análisis; γ_0 es la ordenada en el origen de la correspondiente ecuación; y el parámetro γ_f es el coeficiente del factor f . Los factores explicativos, F_{fi} , correspondientes al modelo anterior [4] son los siguientes:

- a) *Ratio* de exportación (X). Medida como la fracción que representan las exportaciones sobre las ventas para el período objeto de análisis.
- b) *Ratio* de importación (M). Medida como la fracción que representa el nivel de importaciones sobre las ventas para el período objeto de análisis.
- c) *Ratio* de endeudamiento en divisas (D). Medida como el porcentaje que la deuda en divisas representa sobre la deuda total dentro del intervalo temporal analizado.

Además de las variables anteriores, claramente definitorias de la implicación de las sociedades con el exterior, se ha introducido una variable adicional:

- d) *Ratio* de endeudamiento (E). Medida como el porcentaje que representa la deuda total sobre el activo total dentro del período objeto de análisis.

Esta última variable, aunque no relacionada aparentemente con la exposición al riesgo de cambio, se ha incluido para evitar que la *ratio* que mide el endeudamiento en divisas incorpore el efecto del endeudamiento total de la empresa desvirtuando los resultados.

El modelo [4] sirve de base para contrastar la identificación de los factores explicativos del riesgo de cambio. Así, la relevancia y dirección de cada uno de estos factores se derivará de la significación y signo de sus correspondientes coeficientes dentro de la ecuación de regresión comentada.

El proceso de estimación en dos etapas descrito, utilizado para identificar los factores determinantes del riesgo de cambio puede presentar varios problemas econométricos. En primer lugar, si los errores aleatorios obtenidos en los modelos [1] y [2] estuvieran correlacionados entre las distintas empresas de la muestra, entonces los coeficientes de exposición estimados, $\hat{\beta}_{x1}$, no serían independientes. Esta correlación entre coeficientes generaría correlaciones entre las perturbaciones en la regresión de corte transversal violando los supuestos del estimador mínimo cuadrático. Este hecho podría darse si no hubiéramos recogido expresamente los movimientos del mercado en su conjunto. Sin embargo, la introducción de la rentabilidad del mercado, como se muestra en los modelos [1] y [2], reducirá este

problema, ya que, como señala Jorion (1990) pág. 341, eliminará buena parte de las correlaciones entre las perturbaciones.

El segundo problema econométrico se refiere a la posibilidad de que la presencia de errores de medida en los coeficientes de exposición estimados en la primera etapa introduzca sesgos en los parámetros γ_f que se estiman en la segunda. No obstante, la existencia de errores de medida en los coeficientes de exposición calculados sólo producirá sesgos en el estimador MCO cuando sean utilizados como variable independiente, no produciendo ningún problema en este caso al ser utilizados como variable dependiente.

Por último, al tratarse de datos de sección cruzada, se puede presentar heteroscedasticidad en los errores. En este caso el estimador mínimo cuadro ordinario (MCO) no sería eficiente, siendo necesaria la estimación por mínimos cuadrados generalizados (MCG). Sin embargo, como se comentará posteriormente, no se han presentado problemas de heteroscedasticidad, por lo que se ha optado por el estimador MCO.

3. SELECCIÓN DE DATOS Y PERÍODO DE ANÁLISIS

La información utilizada es una base de datos del mercado continuo español, formada por acciones de 125 empresas, donde los precios de las mismas han sido corregidos por dividendos y ampliaciones de capital. Además, se ha dispuesto, igualmente, del índice general de la Bolsa de Madrid para obtener la rentabilidad del mercado en su conjunto. Con la finalidad de obtener un tamaño de la muestra suficientemente amplio se han utilizado rentabilidades semanales, obteniéndose éstas mediante el cálculo de las variaciones porcentuales, de una semana a otra, de los precios de las acciones y del índice del mercado.

El período objeto de análisis elegido comprende el intervalo que comienza en enero de 1988 y termina en diciembre 1995, dividido a su vez en dos subperiodos de igual duración: desde enero de 1988 hasta diciembre de 1991 y de enero de 1992 a diciembre de 1995, con una muestra total de 209 datos semanales para cada una de las dos etapas. La justificación de esta división se basa en el hecho de establecer dos etapas diferentes con relación al comportamiento de la peseta. Para ello, se ha tomado como referencia el trabajo de Ayuso, Nuñez y Pérez Jurado (1996). Así, la divisa española ha disfrutado desde 1987 hasta mediados de 1992 de una posición fuerte frente al resto de monedas unido a una gran estabilidad. Sin embargo, a partir de mediados de 1992 comienza la crisis del Sistema Monetario Europeo, como consecuencia del "no danés" al Tratado de Maastricht en el referéndum del 2 de junio. Dicho período de inestabilidad termina a mediados de 1995, aunque con una etapa de cierta estabilidad a lo largo de 1994.

La base de datos inicial, constituida por 125 compañías, ha sido ajustada en dos sentidos. Por un lado, se han eliminado todas las acciones correspondientes a entidades de crédito (25), compañías de seguros (4), inmobiliarias (9) y sociedades de cartera y *holdings* (9). Estas empresas no se han considerado debido, principalmente, a la imposibilidad de establecer una medida homogénea con el resto de compañías en cuanto a la internacionalización de sus operaciones comerciales, exportaciones e importaciones, variables necesarias para explicar los niveles de

exposición. Por otra parte, no se han incluido aquellas acciones que no hayan cotizado, al menos, en la totalidad de alguno de los dos períodos objeto de análisis. Así, la muestra final está constituida por 52 empresas para el primer período y 72 para el segundo.

Como medida de las variaciones semanales en la paridad de la peseta se ha utilizado el tipo de cambio efectivo nominal de la peseta, calculado a partir de los tipos de cambio bilaterales de nuestra divisa frente a las monedas de los principales países desarrollados, con base en las ponderaciones calculadas por el Banco de España³. Un incremento del índice supone una depreciación de la peseta. Las variaciones en los tipos de interés, se han estimado a partir del índice de las letras del tesoro.

Finalmente, los datos utilizados en la regresión de sección cruzada descrita en la ecuación [4] proceden de diversas fuentes, estando toda la información referida, por limitaciones en la misma, al segundo período del estudio (1992-1995). Así, las *ratios* de exportación e importación se han tomado de la publicación *Duns 50.000* que elabora la compañía *Dun & Bradstreet International*, disponiéndose de los años 1993 y 1994. Los datos correspondientes a los niveles de endeudamiento en divisas y endeudamiento total de las distintas empresas se han obtenido de sus memorias anuales correspondientes a los años 1992, 1993 y 1994. Concretamente, se ha utilizado la media de los tres años, salvo para aquellos casos en que no se disponía de todos los datos. Además, señalar que la información correspondiente a estas *ratios* se ha tomado, siempre que ha sido posible, con carácter consolidado. En el cuadro 1 se presentan los estadísticos descriptivos de los niveles de exposición al riesgo de cambio de las empresas de la muestra, panel (A), así como la matriz de correlaciones entre ellas, panel (B).

De igual manera, con el fin de dar una idea de la representatividad de la muestra elegida respecto al conjunto de empresas de la economía española, en el panel (C) se presentan los niveles de exposición para una muestra de empresas más amplia. Concretamente, a partir de la *Encuesta sobre Estrategias Empresariales* (ESEE) elaborada por la *Fundación Empresa Pública* se han obtenido las *ratios* de exportación e importación, no estando disponibles los niveles de endeudamiento en divisas.

En una primera aproximación, para las sociedades cotizadas en bolsa, se pone de manifiesto que son las exportaciones las que presentan el nivel de exposición medio más elevado (14,10%) frente a las importaciones que muestran, por término medio, la fuente de riesgo menos importante (6,92%). No obstante, el valor de la mediana indica que la mitad de las empresas de la muestra tienen unos niveles de exposición por transacción muy reducidos. De hecho, sólo un 25% de las sociedades presenta niveles de exposición importantes vía exportaciones y endeudamiento en divisas, como se pone de relieve al observar el tercer cuartil en el panel (A) del cuadro 1.

En el caso del grupo de empresas manufactureras españolas, panel (C) del cuadro 1, los niveles de exposición medios por transacciones comerciales con el

(3) Banco de España (1991): *Boletín Estadístico*, Notas-mayo.

Cuadro 1: NIVELES DE EXPOSICIÓN AL RIESGO DE CAMBIO PERÍODO 1992-1995

Panel (A): Estadísticos descriptivos para la muestra de empresas objeto de estudio*

	Muestra	Media	Desviación Estándar	Máximo	Cuartil 3	Mediana	Cuartil 1	Mínimo
Exportaciones/Ventas totales (%)	69	14,10	20,76	85	20	5	0	0
Importaciones/Ventas totales (%)	69	6,92	19,34	100	2	0	0	0
Deuda en divisas/Deuda total (%)	72	9,51	16,84	93,44	12,93	1,29	0	0
Deuda total/Activo total (%)	72	52,55	19,37	93	65,55	53,80	38,86	7,03

Panel (B): Matriz de correlaciones para las variables de la muestra de empresas objeto de estudio*

	Exportaciones/ Ventas totales	Importaciones/ Ventas totales	Deuda divisas/ Deuda total	Deuda total Activo total
Exportaciones/Ventas totales	1			
Importaciones/Ventas totales	0,1731	1		
Deuda divisas/Deuda total	-0,0232	-0,1233	1	
Deuda total/Activo total	0,1365	-0,0166	-0,1130	1

Panel (C): Estadísticos descriptivos para empresas de la ESEE 1992-1995**

	Muestra	Media	Desviación	Máximo	Cuartil 3	Mediana	Cuartil 1	Mínimo
Exportaciones/Ventas totales (%)	1784	12,73	21,72	100	15,64	0,84	0	0
Importaciones/Ventas totales (%)	1776	7,15	12,89	180,17	8,32	0,82	0	0
Deuda en divisas/ Deuda total	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.

(*) Elaboración propia a partir de las memorias anuales de los años 1992, 1993 y 1994 y Duns 50,000 para los años 1994 y 1995.

(**) Elaboración propia a partir de la Encuesta sobre Estrategias Empresariales (ESEE) elaborada por la Fundación Empresa Pública. Años 1992 a 1995.

n.d. = No disponible

exterior que presenta son similares a los de la muestra objeto de estudio, 12,73% para las exportaciones y 7,15% para el caso de las importaciones, aunque con algunas diferencias en su distribución⁴.

4. MEDICIÓN DE LA EXPOSICIÓN ECONÓMICA

A continuación, vamos a analizar los resultados obtenidos tras la regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de las regresiones de serie temporal. Debe tenerse en cuenta que, dada la baja correlación entre las tres variables independientes utilizadas en las regresiones de serie temporal, rentabilidad del mercado, variaciones en el tipo de cambio efectivo y rentabilidad libre de riesgo, no es previsible que se presenten problemas de multicolinealidad, por lo que no parece necesaria la ortogonalización de éstas.

4.1. Análisis de la exposición por empresas

En primer lugar, se ha estudiado la sensibilidad al riesgo de cambio que presentan las empresas de la muestra para los intervalos temporales analizados. En una primera aproximación, los resultados muestran, como se puede observar en el panel (A) del cuadro 2, que el nivel de exposición medio para el modelo [1], de dos factores, es aproximadamente cero (-0,0019) para la etapa de estabilidad de la peseta y ligeramente superior en la etapa de fortaleza (-0,0204), siendo los resultados similares para el modelo [2], de tres factores⁵.

Igualmente, el número de empresas que muestran coeficientes de exposición al riesgo de cambio estadísticamente significativos se incrementa del periodo de estabilidad al de inestabilidad. De hecho, con relación al modelo [1], el nivel de coeficientes significativos al 10% es de un 13,46% en la primera etapa, incrementándose hasta un 19,44% en el período de mayor fluctuación monetaria, manteniéndose en el 19,23% para la totalidad del periodo. Además, las empresas que presentan coeficientes significativos tienen claros niveles de exposición al riesgo de cambio, concentrándose principalmente en sociedades con elevados niveles de endeudamiento, fundamentalmente eléctricas y de servicios, así como en compañías con importantes volúmenes de exportación.

Por otro lado, con relación a los signos presentados por los coeficientes, los negativos son más numerosos en la segunda etapa, lo que se traduce en que un elevado número de estas sociedades se ven perjudicadas por las depreciaciones de la peseta. Esto se explica, en parte, porque un buen número de empresas de la muestra se concentra en el sector eléctrico, claramente expuesto al riesgo de cambio a través de sus fuertes niveles de endeudamiento en divisas. Resultados similares se obtienen para el modelo [2], de tres factores.

(4) Con relación a la actividad exportadora de las empresas españolas Alonso y Donoso (1998) realizan un amplio estudio, aunque en este caso las encuestas están dirigidas a empresas regularmente exportadoras presentando, por tanto, una propensión a la exportación superior a la de la *Encuesta sobre Estrategias Empresariales* mencionada.

(5) La inclusión de las veinte compañías restantes en el segundo período sólo incrementa los resultados obtenidos hasta -0,0543 para el modelo de dos factores y -0,0500 en el de tres factores.

Cuadro 2: DISTRIBUCIÓN DE LOS COEFICIENTES DE EXPOSICIÓN A NIVEL INDIVIDUAL

	Modelo (1), Dos factores $R_{it} = \beta_{oi} + \beta_{mi} R_{mt} + \beta_{xi} R_{xt} + \varepsilon_{it}$		Modelo (2), Tres factores $R_{it} = \beta_{oi} + \beta_{mi} R_{mt} + \beta_{ni} R_{nt} + \beta_{xi} R_{xt} + \eta_{it}$	
	1988-95	1988-91	1992-95	1988-95
Panel A: Estadísticos descriptivos*				
Media	-0,0537	-0,0019	-0,0204	-0,0535
Desv. Estándar	0,3049	0,4971	0,3856	0,3049
Máximo	0,8622	1,0326	1,1536	0,8614
Mediana	-0,1035	-0,0913	0,0309	-0,1028
Mínimo	-0,5933	-1,3230	-0,8059	-0,5931
R^2 medio explicado por las variaciones cambiantas	0,0032	0,0012	0,0052	0,0023
				0,0052
Panel B: Niveles de significación para los coeficientes de exposición**				
Significación al 5%				
Número	7	4	10	7
Positivas	3	2	3	3
Negativas	4	2	7	4
Porcentaje	13,46% (7/52)	7,69% (4/52)	13,89% (10/72)	17,31% (9/52)
				5,77% (3/52)
Significación al 10%				
Número	10	7	14	9
Positivas	4	3	5	4
Negativas	6	4	9	5
Porcentaje	19,23% (10/52)	13,46% (7/52)	19,44% (14/72)	21,15% (11/52)
				13,46% (7/52)
				16,67% (12/72)
En las empresas con autocorrelación el estadístico t se ha calculado a partir de Hansen (1982) y Newey y West (1987).				
(*) Empresas comunes a los dos períodos analizados (52 sociedades).				
(***) Totalidad de empresas por período (52 sociedades para primera etapa y 72 para la segunda).				

Cuadro 2: DISTRIBUCIÓN DE LOS COEFICIENTES DE EXPOSICIÓN A NIVEL INDIVIDUAL (CONTINUACIÓN)

	Modelo (1). Dos factores		Modelo (2). Tres factores	
$R_{it} = \beta_{oi} + \beta_{mi} R_{mt} + \beta_{xi} R_{xt} + \varepsilon_{it}$			$R_{it} = \beta_{oi} + \beta_{mi} R_{mt} + \beta_{ni} R_{nt} + \beta_{xi} R_{xt} + \eta_{it}$	
1988-95	1988-91	1992-95	1988-95	1988-91
Panel C: Estabilidad de los coeficientes de exposición*				
Empresas con igual signo	—	28	28	—
Contraste de Chow				28
F significativas al 5%		48,08% (25)		46,15% (24)
F significativas al 10%		57,69% (30)		55,77% (29)
Panel D: Autocorrelación** (Test de Breusch-Godfrey para $\rho = 26$)				
χ^2 significativas al 5%	7	4	5	7
χ^2 significativas al 10%	10	7	8	10
				3
				6
				4
				9

En las empresas con autocorrelación el estadístico t se ha calculado a partir de Hansen (1982) y Newey y West (1987).

(*) Empresas comunes a los dos períodos analizados (52 sociedades).

(**) Totalidad de empresas por período (52 sociedades para primera etapa y 72 para la segunda).

Por otra parte, la observación de los resultados estimados individualmente para las distintas empresas entre las etapas de fortaleza y debilidad parece indicar un elevado número de modificaciones en los coeficientes de exposición, al presentar cambio de signo 24 empresas, tanto para el modelo [1] como para el [2], de las 52 comunes a ambos períodos. Con el fin de contrastar su estabilidad en el tiempo, se ha realizado el estudio sobre el posible cambio estructural para el modelo establecido en las ecuaciones de regresión [1] y [2] [véase panel (C) del cuadro 2]. Para ello, se ha realizado el test de Chow sobre las 52 compañías que cotizan en los dos períodos, tomándose como punto de ruptura el tres de enero de 1992. Los resultados muestran que un importante número de compañías, el 57,69% (55,77% para el modelo de tres factores), presentan valores significativos de F al 90% de confianza. Este hecho no permite, por tanto, afirmar la ausencia de cambio estructural en los coeficientes de exposición.

Pese a la relevancia que, para un buen número de empresas, tiene la variable tipo de cambio dentro del proceso generador de rendimientos, el porcentaje de rentabilidad explicado por ésta es reducido, como se desprende del análisis de los valores obtenidos para R^2 . Concretamente, si omitimos la variable R_{xt} de las ecuaciones [1] y [2], el valor medio de R^2 se reduce para el período 1988-91 tan sólo en un 0,12% en la ecuación [1] y un 0,29% en la ecuación [2]. Aunque este porcentaje se ve incrementado en la etapa de inestabilidad (1992-95), hasta un 0,52% para ambos modelos [véase panel (A) cuadro 2]⁶.

Para terminar el análisis de la exposición económica por empresas, se ha estudiado la posible existencia de autocorrelación en las perturbaciones, propia de los modelos de serie temporal. Los resultados obtenidos para el contraste de autocorrelación de Breush-Godfrey, tomándose veintiséis retardos, muestra que sólo una pequeña proporción de regresiones presenta problemas de autocorrelación de los residuos, como se pone de manifiesto en el panel (D) del cuadro 2. En estos casos, se han utilizado estadísticos “t” robustos a los problemas de autocorrelación con el fin de determinar los niveles de significación presentados en el panel (B) del cuadro 2. En concreto, la matriz de covarianzas se ha obtenido a partir de Hansen (1982) y Newey y West (1987).

4.2. Análisis de carteras

Como se desprende del análisis individual precedente, a pesar de la apertura al exterior de las empresas españolas, los niveles de significación obtenidos para los coeficientes de exposición son reducidos. Una posible causa puede encontrarse, como señalan Bartov y Bodnar (1994), en la selección de la muestra. En este sentido, la introducción de empresas sin ningún tipo de conexión con el exterior o con niveles de exposición al riesgo de cambio de signo opuesto, como consecuencia de mantener simultáneamente posiciones largas y cortas en divisas, pueden reducir el porcentaje de empresas significativas. Con el fin de evitar esta posibili-

(6) Estos resultados, por otra parte, no son exclusivos del presente trabajo, sino que son similares al 1,17% obtenido por Loudon (1993), para el mercado australiano, o el 1,08% de Martínez Solano y Gómez Sala (1996) para el mercado español.

dad, a continuación se explora la exposición económica para una serie de carteras formadas a partir de la agrupación de empresas homogéneas en sus niveles de exposición (posiciones abiertas o cerradas), y por tanto, con similar respuesta a las fluctuaciones en los tipos de cambio. Para ello, se han confeccionado cuatro carteras con empresas cotizadas en el período de inestabilidad, dado que en éste se disponen de datos sobre las posiciones en divisas. Así, tenemos:

- a) Cartera exportadora neta. Compuesta por todas aquellas empresas que han presentado un porcentaje de exportaciones, una vez deducidas las importaciones, superior al 25 por ciento de sus ventas. El número de compañías que han reunido este requisito asciende a once.
- b) Cartera importadora neta. Confeccionada a partir de todas aquellas empresas que han presentado niveles de importación, una vez deducidas las exportaciones, superiores al 25% de sus ventas, siendo el número de empresas incluidas en ésta de tres.
- c) Cartera de endeudamiento puro en divisas. Formada por aquellas empresas que, no presentando exportaciones ni importaciones, presentan un nivel de deuda en divisas de al menos un veinticinco por ciento de su deuda total, lo que supone un total de seis⁷.
- d) Cartera nacional pura. Que recoge a todas aquellas compañías que no presentan ningún volumen de exportaciones, importaciones y/o endeudamiento en divisas. En este caso el número asciende a doce empresas.

En el panel (A) del cuadro 3, se puede observar los resultados correspondientes a los efectos de las variaciones contemporáneas en los tipos de cambio sobre las carteras descritas. Sólo se han presentado niveles de autocorrelación estadísticamente significativos, bajo el contraste de Breush-Godfrey en $p = 26$, en la cartera exportadora. En cualquier caso, los estadísticos t que se presentan para esta cartera son robustos bajo presencia de autocorrelación, al obtenerse la matriz de covarianzas a partir de Hansen (1982) y Newey y West (1987).

Como se observa en el panel (A) del cuadro 3, la mayoría de las carteras analizadas presentan resultados significativos al 10% para el test de una cola, con la excepción de las importadoras, para los modelos [1] y [2], y la exportadora para el modelo [1]. A pesar de los bajos niveles de significación observados, todos los signos presentados por las carteras responden a la dirección de la exposición que cabría esperar, salvo para la agrupación de empresas puramente doméstica. Así, las empresas exportadoras netas se ven beneficiadas por las depreciaciones, mientras que las importadoras netas y las endeudadas en divisas aparecen perjudicadas por las depreciaciones de la peseta. Esta baja significación de las variaciones contemporáneas en los tipos de cambio, incluso tratándose de carteras confeccionadas con claros niveles de exposición, no es exclusiva del mercado español, sino que se presenta igualmente en otros trabajos como el de Amihud (1994) para carteras exportadoras.

(7) Para la confección de las carteras exportadora, importadora y endeudada en divisas, se ha optado por utilizar compañías con altos niveles de exposición netos (25%) con el fin de que estas carteras queden perfectamente definidas, aun a costa de sacrificar el número de empresas disponibles.

**Cuadro 3: COEFICIENTES DE EXPOSICIÓN ECONÓMICA AL RIESGO DE CAMBIO
PARA CARTERAS EXPUESTAS. PERÍODO 1992-1995**

	Panel (A): Coeficientes de exposición contemporáneos			
	Modelo (1) Dos factores	Modelo (2) Tres factores		
Exportadoras netas > 25%	0,2484	0,2515*		
(11 empresas)	(1,2737)	(1,3005)		
Importadoras netas > 25%	-0,0241	-0,0205		
(3 empresas)	(-0,1172)	(-0,0997)		
Endeudamiento en divisa > 25%	-0,1045*	-0,1038*		
(6 empresas)	(-1,3624)	(-1,3502)		
Doméstica pura	-0,1532*	-0,14802*		
(12 empresas)	(-1,3873)	(-1,5295)		
Panel (B): Coeficientes de exposición contemporáneos y retardados				
	Modelo (3) para un retardo	Modelo (3) para un retardo más tipos de interés	β_{x0}	β_{x1}
Exportadoras netas > 25%	0,3015*	0,3017*	0,0602	0,0537
(11 empresas)	(1,4613)	(1,4639)	(0,3674)	(0,3210)
Importadoras netas > 25%	-0,0564	-0,0552	0,1893	0,1699
(3 empresas)	(-0,2738)	(-0,2676)	(0,9361)	(0,8268)
Endeudamiento en divisa > 25%	-0,1045*	-0,1051*	-0,0535	-0,0578
(6 empresas)	(-1,3345)	(-1,3389)	(-0,6949)	(-0,7408)
Doméstica pura	-0,1064	-0,1058	0,1333	0,1064
(12 empresas)	(-0,9697)	(-0,9671)	(1,2329)	(0,9733)

Entre paréntesis estadístico t.

(***) Significativo al 5%.

(**) significativo al 10% contraste de dos colas.

(*) Significativo al 10% contraste de una cola. En la cartera exportadora, que presentaba autocorrelación, el estadístico t se ha calculado a partir de Hansen (1982) y Newey y West (1987).

Entre las posibles causas de esta baja significación estaría, en primer lugar, la eficiencia por parte de las empresas para cubrir sus niveles de exposición al riesgo de cambio, ya que se puede esperar que la política de gestión del riesgo de cambio se incremente conforme aumentan los niveles de exposición. Por otro lado, como señala Levi (1994), los niveles de exposición pueden variar a lo largo del tiempo dificultando la obtención de resultados significativos, aunque en este caso la elección de dos períodos concretos de tiempo, fortaleza y debilidad de la peseta, alejaría esta posibilidad. Por último, la existencia de efectos retardados como consecuencia de las dificultades por parte de los inversores para valorar adecuadamente los efectos de las variaciones cambiarias, como argumentan Bartov y Bodnar (1994), así como el retraso en el suministro de información al mercado a través de la publicación de las cuentas anuales, como indica Amihud (1994). A continuación, se analiza esta última posibilidad.

4.3. Efectos retardados de las variaciones cambiarias sobre la rentabilidad

La sensibilidad al riesgo de cambio que presentan las carteras formadas es reducida, pese a que tres de ellas se encuentran, en principio, claramente expuestas al riesgo de cambio. Por tanto, a continuación se ha analizado si los efectos de las variaciones cambiarias sobre la rentabilidad de estas carteras se ha producido con retraso en el tiempo. Si bien esta circunstancia estaría en contra de la hipótesis de eficiencia del mercado, podría ser justificada, en primer lugar, como señala Amihud (1994), debido al retraso en la llegada de información interna de la empresa al mercado. En este sentido, mucha información necesaria para la correcta valoración no está disponible inmediatamente y se produce anualmente con la publicación de la memoria de la empresa. En concreto, información sobre transacciones comerciales en moneda extranjera niveles de endeudamiento en divisas, operaciones de cobertura contractuales, etc.

En segundo lugar, el carácter permanente o temporal de las variaciones cambiarias de un determinado período tendrá distintos efectos sobre la rentabilidad de la empresa, ya que, si bien cualquier tipo de fluctuación tendrá repercusiones a corto plazo sobre la exposición por transacción más inmediata de la empresa, sólo las apreciaciones o depreciaciones de carácter permanente afectarán sobre la exposición operativa de la empresa, cuyos efectos sobre el valor inciden más a largo plazo. En este sentido, la percepción por parte del mercado de las variaciones de carácter permanente no tiene por qué realizarse de manera inmediata.

Por último, bajo procesos devaluadores fuertes, como los ocurridos en el período de estudio, las empresas pueden precisar de un tiempo para adaptar sus estructuras productivas a sus nuevas posiciones competitivas dentro del mercado, tomándose las decisiones al respecto con cierto desfase.

El análisis de los efectos retardados de las variaciones cambiarias sobre la rentabilidad de las cuatro carteras objeto de estudio se ha realizado mediante la estimación de la ecuación de regresión descrita en el modelo [3]. La aplicación de dicho modelo requiere, como paso previo, la determinación del número de retardos a introducir. Para ello, se ha aplicado el contraste de Akaike (*Akaike Information Criterion*) a las cuatro carteras bajo diferentes alternativas de retardos, desde el modelo sin ningún retardo en la variable tipos de cambio hasta las cincuenta y

dos semanas previas (un año)⁸. La elección de un máximo de cincuenta y dos retardos trata de incorporar, por un lado, el tiempo que transcurre en la publicación de la memoria anual de las empresas, que recoge información útil para la correcta medición de los niveles de exposición; y por otro, la adecuada valoración del carácter de las fluctuaciones, permanentes o temporales. Además, diversos trabajos, como Allayannis (1995a) y Chow, Lee y Solt (1997), ponen de manifiesto que los tipos de cambio afectan a largo plazo a la rentabilidad de las empresas, produciéndose dichos efectos a partir de un año.

La aplicación del contraste de *Akaike* muestra, en un mayor número de casos, que la mejor especificación para el modelo [3] se correspondería con la introducción de un único retardo en la variable tipos de cambio. Este resultado se mantiene al introducir la variable tipos de interés. Por tanto, sobre la base de estos resultados se ha aplicado el modelo [3] para variaciones en los tipos de cambio tanto contemporáneas como retardadas una semana, considerando igualmente la alternativa de introducción de la variable tipos de interés.

Los resultados, como se ve en el panel (B) del cuadro 2, muestran que los coeficientes de exposición al riesgo de cambio retardados una semana carecen de significación estadística, aunque presentan el signo esperado en todos los casos salvo para la cartera importadora. Sin embargo, en el modelo de retardos que no incorpora los tipos de interés, la regresión de la cartera exportadora mejora el nivel de significación del signo de su coeficiente de exposición contemporáneo frente al modelo sin retardos previo, resultando significativo al 10% para el contraste de una cola, mientras que la cartera doméstica deja de serlo.

Como se observa, los resultados obtenidos muestran unos bajos niveles de significación incluso cuando se usan carteras de empresas con altos niveles de exposición y homogéneas. Una posible explicación de este resultado puede encontrarse, como ya se ha indicado, en las políticas de cobertura de las empresas. En este sentido, al tratarse de empresas con un gran volumen de operaciones expuestas al riesgo de cambio, es posible que recurran más a la cobertura dado que las pérdidas o ganancias potenciales derivadas de las variaciones en los tipos de cambio son más elevadas.

Una vez realizada la medición de la exposición económica a través de la sensibilidad del valor de la empresa a las variaciones cambiarias, en el siguiente epígrafe se analizan sus posibles factores explicativos.

5. FACTORES DETERMINANTES DE LA EXPOSICIÓN ECONÓMICA

En el apartado anterior se ha realizado la medición de la exposición económica al riesgo de cambio tanto para empresas como para carteras. A continuación, se investiga, de forma conjunta, los niveles de exportación, importación y endeudamiento en divisas, para cada una de las empresas de la muestra, como factores

(8) Los problemas de multicolinealidad en estas regresiones son reducidos puesto que la correlación entre las distintas variables independientes es en la mayoría de los casos muy baja, siendo el valor máximo de 0,246.

determinantes del riesgo de cambio. A estos factores, se ha unido, como ya se indicó, la *ratio* de endeudamiento total. Para este análisis, se ha estimado, por mínimos cuadrados ordinarios, la regresión de corte transversal especificada en el modelo [4]. El período elegido ha sido el de inestabilidad monetaria (de enero de 1992 a diciembre de 1995), siendo el número de empresas utilizadas de 69⁹.

En una primera aproximación, en el panel (B) del cuadro 1 se presenta la matriz de correlaciones de las variables independientes utilizadas en el análisis. Como se pone de manifiesto, las correlaciones presentadas entre las distintas variables implicadas son reducidas y en ningún caso significativas estadísticamente. Por otro lado, en el cuadro 4, se presentan los resultados de las regresiones entre los coeficientes de exposición estimados en el modelo [1] de dos factores –regresiones [1] y [2] del cuadro 4– o en el modelo [2] de tres factores –regresiones [3] y [4] del cuadro 4– y los factores determinantes especificados. Además, en las ecuaciones [2] y [4], los coeficientes de exposición no significativos estadísticamente al menos al 10% se han considerado con valor igual a cero.

Como se observa, el porcentaje de exportaciones aparece como factor explicativo del riesgo de cambio con una significación del 5% en las cuatro regresiones realizadas. Por el contrario, el nivel de importaciones carece de significación en todos los casos, lo que es consistente con los bajos niveles de importación que presentan la mayoría de empresas de la muestra, como se puede observar en el panel (A) del cuadro 1. En cualquier caso, el signo obtenido para la variable exportación ha sido consistente en todos los casos con la idea de que las depreciaciones monetarias afectan positivamente a las empresas que exportan. Por el contrario, en el caso de las importaciones, sólo las regresiones [2] y [4] muestran el signo negativo que cabría esperar.

Por otro lado, la tasa de endeudamiento en divisas aparece significativa al 10% para el contraste de una cola en las regresiones [1] y [3], mientras que para las regresiones [2] y [4] carece de toda significación estadística. Estos bajos niveles de significación no dejan de ser sorprendentes si consideramos que alrededor de 43 empresas de la muestra presentan niveles de endeudamiento en divisas, representando más del 10% de su deuda total para 21 de éstas. Además, presenta signo positivo, carente de sentido económico, ya que implica que las apreciaciones monetarias afectarán negativamente a aquellas empresas que se endeuden en divisas, a pesar de que esta situación se traduce en realidad en un abaratamiento del principal e intereses.

La última variable que representa el nivel de endeudamiento de las compañías presenta signo negativo para las regresiones [1] y [3] y positivo para las otras dos, aunque sin relevancia estadística en ningún caso.

Por otro lado, el nivel de variabilidad total del coeficiente $\hat{\beta}_{x1}$ explicada es del 13,17% para el modelo de dos factores y el 13,03% para el de tres factores [regresiones [1] y [3], respectivamente, del cuadro 4]. Sin embargo cuando los co-

(9) La muestra para la segunda etapa es de 72 empresas. No obstante, en este análisis sólo se han utilizado 69 por no disponer de información sobre exportaciones e importaciones para Grupo Fosforera, Dimetal y European Paper Company.

**Cuadro 4: FACTORES DETERMINANTES DE LA EXPOSICIÓN ECONÓMICA
AL RIESGO DE CAMBIO**

	Coeficientes de exposición obtenidos del modelo de dos factores		Coeficientes de exposición obtenidos del modelo de tres factores	
	[1] β_x	[2] β_x	[3] β_x	[4] β_x
Intercepto	-0,0113 (-0,0684)	-0,0891 (-0,6575)	-0,0159 (-0,0963)	-0,0902 (-0,6615)
Exportaciones/Ventas totales	0,6937*** (2,6188)	0,4369*** (2,0116)	0,6928*** (2,6129)	0,4379*** (2,0024)
Importaciones/Ventas totales	0,0465 (0,1638)	-0,0478 (-0,2053)	0,0459 (0,1613)	-0,0481 (-0,2052)
Deuda en divisas/Deuda total	0,4212* (1,3251)	0,0417 (0,1601)	0,4229* (1,3291)	0,0442 (0,1683)
Deuda total/Activo total	-0,3027 (-1,0708)	0,0687 (0,2963)	-0,2870 (-1,0143)	0,0709 (0,3036)
R ²	0,1317	0,0646	0,1303	0,0642
White test (Estadístico F)	1,4301	1,2549	1,3840	1,2430

Entre paréntesis estadístico t.

Significación: (***) al 5%, (**) al 10% contraste de dos colas. (*) 10% contraste de una cola.

En los modelos [2] y [4], los coeficientes no significativos al menos al 10% se han considerado cero.

eficientes de exposición que no son significativos al menos al 10% se consideran como cero, los resultados se reducen hasta el 6,46% para el primero y al 6,42% para el segundo.

Por último, dado que las regresiones analizadas son de corte transversal, éstas pueden presentar problemas de heteroscedasticidad por tratarse de empresas diferentes. Bajo estas circunstancias, el estimador mínimo cuadrático produce una varianza sesgada a la baja, por lo que conduciría a unos estadísticos *t-Student* relativamente altos. Sin embargo, la realización del contraste de White (1980) para detectar problemas de este tipo no ha presentado valores significativos en ningún caso, como se puede ver en el cuadro 4.

6. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se ha analizado la exposición económica al riesgo de cambio de una muestra de empresas no financieras cotizadas en el mercado bursátil español, así como sus factores determinantes. Para ello, se han seleccionado dos intervalos temporales en función del comportamiento de la peseta: uno de estabilidad-fortaleza, comprendido entre enero de 1988 y diciembre de 1991, y otro de inestabilidad-debilidad, desde enero de 1992 hasta diciembre de 1995. La muestra de empresas seleccionada está compuesta de 52 compañías en la primera etapa, y de 72 en la segunda.

Para medir el nivel de exposición se ha aplicado un análisis de regresión de serie temporal donde la tasa de rentabilidad semanal de las acciones que componen la muestra (o carteras de acciones) es la variable dependiente, y la rentabilidad del índice de mercado, las variaciones del tipo de cambio efectivo nominal de la peseta y la rentabilidad libre de riesgo, son las variables independientes. El coeficiente estimado de la variable tipo de cambio medirá el grado de exposición de cada compañía.

Los resultados muestran que, individualmente, dentro del período analizado, las empresas no financieras cotizadas tienen una exposición económica al riesgo de cambio reducida, pese al grado de internacionalización mostrado por un buen número de ellas así como por nuestra economía. No obstante, la sensibilidad a las variaciones cambiarias se ha incrementado al pasar de una etapa de peseta fuerte (1988-1991) a otra de peseta débil (1992-1995).

De igual manera, las cuatro carteras establecidas en el trabajo compuestas por empresas homogéneas en cuanto a sus volúmenes expuestos (exportadoras netas, importadoras netas, endeudadas en divisas y nacionales puras) presentan baja significación en su sensibilidad a las variaciones en los tipos de cambio, aunque con los signos que cabría esperar en los tres primeros casos.

Esta reducida significación de los coeficientes de exposición, aun tratándose de empresas potencialmente expuestas al riesgo de cambio, podría explicarse debido a las políticas e instrumentos de cobertura utilizados por las mismas, lo que sin duda debe influir sobre el nivel de exposición objeto de evaluación.

Por otro lado, en la segunda parte de esta investigación se han estudiado los niveles de exportaciones, importaciones y endeudamiento en divisas como posibles factores determinantes del riesgo de cambio. Para ello, se ha realizado una regresión de corte transversal entre los coeficientes de exposición, determinados en la etapa de medición previa dentro del período 1992-95, como variable dependiente, y los factores anteriores como variables independientes. Los resultados muestran que las exportaciones son un factor determinante del nivel de exposición económica que afecta positivamente a la rentabilidad como consecuencia de las depreciaciones en los tipos de cambio. Sin embargo, las importaciones y el nivel de endeudamiento en divisa no aparecen como factores estadísticamente decisivos de los niveles de exposición al riesgo de cambio.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adler, M. y B. Dumas (1984): "Exposure to Currency Risk: Definition and Measurement", *Financial Management*, Summer, págs. 40-50.
- Alonso, J.A. y V. Donoso (1998): *Competir en el exterior. La empresa española y los mercados internacionales*, ICEX, Madrid.
- Alonso, J.A. y V. Donoso (1999): "Sector exterior: apertura económica y líneas de especialización", en García Delgado, J.L. (director): *España, economía: ante el siglo XXI*, Espasa Calpe Madrid.
- Allayannis, G. (1995a): "Exchange Rate Exposure Revisited", ponencia presentada al 55 congreso anual *American Finance Association* en Washington, (January 6-8).
- Allayannis, G. (1995b): "The Time Variation of Exchange Rate Exposure: An Industry Analysis", *Working Paper*, New York University, June.
- Allayannis, G. y E. Ofek (1996): "Exchange Rate Exposure, Hedging, and the Use of Foreign Currency Derivatives", *Working Paper*, University of Virginia, December.
- Amihud, Y. (1994): "Exchange Rates and the Valuation of Equity Shares", en Amihud, Y. y R. Levich (eds): *Exchange Rates and Corporate Performance*, Irwin, New York.
- Amihud, Y. (1995): "The Effect of Exchange Rates on the Values of Corporations", ponencia presentada al 5.º congreso nacional de la Asociación Científica de Economía y Dirección de la Empresa (ACEDE) en San Lorenzo del Escorial (Madrid), (17 al 19 de septiembre).
- Ayuso, J., S. Nuñez y S. Pérez (1996): "Volatilidad en los mercados financieros españoles: la experiencia reciente", *Boletín Económico Bco. de España*, febrero, págs. 43-51.
- Banco de España (1991): *Boletín Estadístico*, Notas-mayo.
- Bartov, E. y G.M. Bodnar (1994): "Firm Valuation, Earnings Expectations, and the Exchange-Rate Exposure Effect", *Journal of Finance*, vol. 49, n.º 5, December, págs. 1755-1785.
- Bodnar, G.M. y W.M. Gentry (1993): "Exchange Rate Exposure and Industry Characteristics: Evidence from Canada, Japan, and the USA", *Journal of International Money and Finance*, vol. 12, February, págs. 29-45.
- Booth, L. y W. Rotenberg (1990): "Assessing Foreign Exchange Exposure: Theory and Application Using Canadian Firms", *Journal of International Financial Management and Accounting*, vol. 2, June, págs. 1-22.
- Choi, J.J. (1986): "A Model of Firm Valuation with Exchange Exposure", *Journal of International Business Studies*, Summer, págs. 153-160.
- Choi, J.J., E. Elyasiani y K.J. Kopecky (1992): "The Sensitivity of Bank Stock Returns to Market, Interest and Exchange Rate Risks", *Journal of Banking and Finance*, vol. 16, págs. 983-1004.
- Choi, J.J. y A.M. Prasad (1995): "Exchange Risk Sensitivity and Its Determinants: A Firm and Industry Analysis of U.S. Multinationals", *Financial Management*, vol. 24, n.º 3, Autumn, págs. 77-88.
- Chow, E.H., W.Y. Lee y M.E. Solt (1997): "The Exchange-Rate Risk Exposure of Asset Returns", *Journal of Business*, vol. 70, n.º 1, págs. 105-123.
- Dumas, B. (1978): "The Theory of the Firm Revised", *Journal of Finance*, vol. 33, n.º 3, June, págs. 1019-1033.
- Fang, H. y J.C.H. Loo (1994): "Dollar Value and Stock Returns" *International Review of Economics and Finance*, vol. 3, n.º 2, págs. 221-231.
- Flood, E. (Jr) y D.R. Lessard (1986): "On the Measurement of Operating Exposure to Exchange Rates: A Conceptual Approach", *Financial Management*, Spring, págs. 25-37.

- Garner, C.K. y A.C. Shapiro (1984): "A Practical Method of Assessing Foreign Exchange Risk", *Midland Corporate Finance Journal*, Fall, págs. 6-17.
- Hansen, L. (1982): "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, vol. 50, págs. 1.029-1.054.
- Heckerman, D. (1972): "The Exchange Risks of Foreign Operations", *Journal of Business*, vol. 45, n.º 1, January, págs. 42-48.
- Hodder, J.E. (1982): "Exposure to Exchange-Rate Movements", *Journal of International Economics*, vol. 13, November, págs. 375-386.
- Jorion, P. (1990): "The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals", *Journal of Business*, vol. 63, n.º 3, págs. 331-345.
- Jorion, P. (1991): "The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 26, n.º 3, September, págs. 363-376.
- Levi, M.D. (1990): *International Finance. The Markets and Financial Management of Multinational Business*, McGraw-Hill, Singapore.
- Levi, M.D. (1994): "Exchanges Rates and the Valuation of firms", en Amihud, Y. y R. Leveich (eds): *Exchange Rates and Corporate Performance*, Irwin, New York.
- Liljeblom, E. (1985): "Economic Exposure on the Helsingi Stock Exchange and a Test for Market Efficiency", *Liiketaloudellinen-Aikakauskirja*, vol. 34, n.º 2, págs. 147-165.
- Loudon, G. (1993): "The Foreign Exchange Rate Exposure of Australian Stocks", *Accounting and Finance*, vol. 33, n.º 1, May, págs. 19-32.
- Luehrman, T. A. (1990): "The Exchange Rate Exposure of a Global Competitor", *Journal of International Business Studies*, Second Quarter, págs. 225-242.
- Martínez Solano, P. y J.C. Gómez Sala (1996): "Exposición económica al riesgo de cambio de las empresas cotizadas", *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, vol. 5, n.º 1, págs. 51-60.
- Newey, W. y K. West (1987): "A Simple Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol. 55, n.º 3, May, págs. 703-708.
- Pringle, J.J y R.A. Connolly (1993): "The Nature and Causes of Foreign Currency Exposure", *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 6, n.º 3, Fall, págs. 61-72.
- Schnabel, J.A. (1989): "Exposure to Foreign Exchange Risk: A Multi-currency Extension", *Managerial & Decision Economics*, vol. 10, December, págs. 331-333.
- White, H. (1980): "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, vol. 48, n.º 4, May, págs. 817-838.

Fecha de recepción del original: junio, 1997
Versión final: febrero, 2000

ABSTRACT

This paper examines the foreign economic exchange exposure from a sample of quoted companies in the Spanish Stock Exchange for two different stages: Strong Peseta period (1988-91) and weak period (1992-95). Therefore, time series regressions of stock returns on market return and movements in the exchange rates are carried out. Next, a cross-sectional analysis is executed in order to determine if the level of economic exposure explains export, import and foreign debt levels. The results indicate the existence of economic exposure in a reduced number of companies. We also found that the cross-sectional variation in exchange rate risk of firms is related to operational characteristics.

Key words: foreign exchange rate risk, economic exposure, stock prices.

JEL classification: L16.