

CONTABILIDAD

**EL RIESGO DE INTERES: UN FACTOR  
EXPLICATIVO DE LA RENTABILIDAD  
DE LAS ACCIONES BANCARIAS**

N.º 168

TRABAJO EFECTUADO POR:

**VICTOR MANUEL GONZALEZ MENDEZ***Profesor Asociado de Economía Financiera y  
Contabilidad. Facultad de Ciencias Económicas  
y Empresariales. Universidad de Oviedo****Sumario:***

- I. Introducción.
- II. Distintos enfoques en el análisis del riesgo de interés.
  - 1. Brecha de fondos.
  - 2. Gaps de duración.
    - 2.1. Gap de los recursos propios.
    - 2.2. Gap del ratio recursos propios/activo.

...

...

2.3. Gap del margen financiero.

2.4. Gap de rentabilidad.

3. Modelos de rentabilidad-riesgo.

III. Un modelo factorial de rentabilidad-riesgo.

1. El tamaño de las entidades bancarias como determinante de su riesgo.

2. Descomposición del riesgo total de las entidades bancarias españolas.

3. Valoración por el mercado bursátil de las primas de riesgo.

IV. Conclusiones.

Bibliografía.

CONTABILIDAD

**EL RIESGO DE INTERES: UN FACTOR  
EXPLICATIVO DE LA RENTABILIDAD  
DE LAS ACCIONES BANCARIAS**

N.º 168

## I. INTRODUCCION

El objetivo de este trabajo es analizar el efecto que el riesgo de fluctuación de tipos de interés tiene sobre las entidades bancarias, debido a la influencia que la volatilidad de los tipos de interés presenta sobre la rentabilidad, liquidez y solvencia de las instituciones financieras, consecuencia del proceso de intermediación realizado por las mismas que supone transformar la estructura temporal de sus activos y pasivos, de forma que el margen financiero y el patrimonio neto de las entidades bancarias sean extremadamente sensibles a las variaciones en los tipos de interés.

Dentro del riesgo de tipos de interés es preciso distinguir entre riesgo directo consistente en que ante un incremento en los tipos de interés pueden producirse aumentos en el coste del pasivo no compensados por mayores rendimientos del activo o viceversa y riesgo indirecto que se refiere al efecto de la volatilidad de los tipos de interés sobre el valor de algunas partidas y, en definitiva, sobre el valor de mercado de la empresa bancaria.

Es posible diferenciar asimismo dos niveles de exposiciones al riesgo de interés, una exposición estática que engloba a las posiciones actuales por lo que respecta a los ingresos y pagos futuros y una exposición dinámica que afecta a las previsiones que la entidad realiza sobre las posiciones futuras. Centrándonos en la primera de ellas la variación de los tipos de interés supone un riesgo para las entidades financieras, tanto derivado de la variación del valor del activo o del pasivo como a consecuencia de la incertidumbre a que se ve expuesta la reinversión de los flujos futuros de fondos y la refinanciación de las inversiones realizadas.

La importancia crucial de la gestión del riesgo de interés tiene su fundamento principalmente en dos causas:

- a) El proceso de titularización ha significado que cada vez mayor volumen de depósitos y de préstamos se instrumentalice en títulos-valores. Este proceso ha llevado consigo un aumento de la negociación en los mercados secundarios, en donde los tipos de interés actúan como causa de los ajustes de los precios de mercado, debido a que las cotizaciones de estos títulos son vulnerables a los cambios en los tipos.
- b) La volatilidad de los tipos de interés hace que los precios de los títulos varíen continuamente, siendo necesario un control de los riesgos asumidos por las posiciones activas y pasivas de cada entidad concreta.

El problema central de la gestión del riesgo de fluctuación de tipos de interés es la medición y control del mismo, ya que éste depende tanto de la estructura de activos y pasivos, de sus precios y vencimientos, como de la variabilidad de los tipos de interés.

## II. DISTINTOS ENFOQUES EN EL ANALISIS DEL RIESGO DE INTERES

La investigación financiera ha desarrollado diversos enfoques que intentan ofrecer una solución al problema de la medida y control del riesgo de interés, entre ellos cabe destacar los modelos de la brecha de fondos, métodos basados en el concepto de duración y modelos de rentabilidad-riesgo.

### 1. Brecha de fondos.

El enfoque de la brecha de fondos o GAP tiene su fundamento en que una forma de enfrentarse al riesgo derivado de los cambios no esperados en los tipos de interés es disponer de información adecuada sobre los elementos activos y pasivos que se estiman sensibles a esta variable.

A partir de la división de cada lado del balance en grupos de partidas según la sensibilidad de sus flujos de caja a las variaciones a corto plazo en los tipos de interés se define la brecha de fondos como el volumen de activos sensibles que superan a los pasivos sensibles. Para clasificar las diferentes partidas en sensibles o no sensibles a las variaciones en los tipos de interés se hace necesario la definición del plazo a partir del cual consideramos que una partida del balance deja de ser sensible. De esta forma, habría que determinar un plazo para el cual las partidas que vencen en el mismo serían sensibles a la variación en los tipos de interés debido a que han de ser renovadas al nuevo tipo de interés vigente dentro del período para el que se calcula la brecha de fondos. Este período de tiempo suele ser igual o inferior al año,

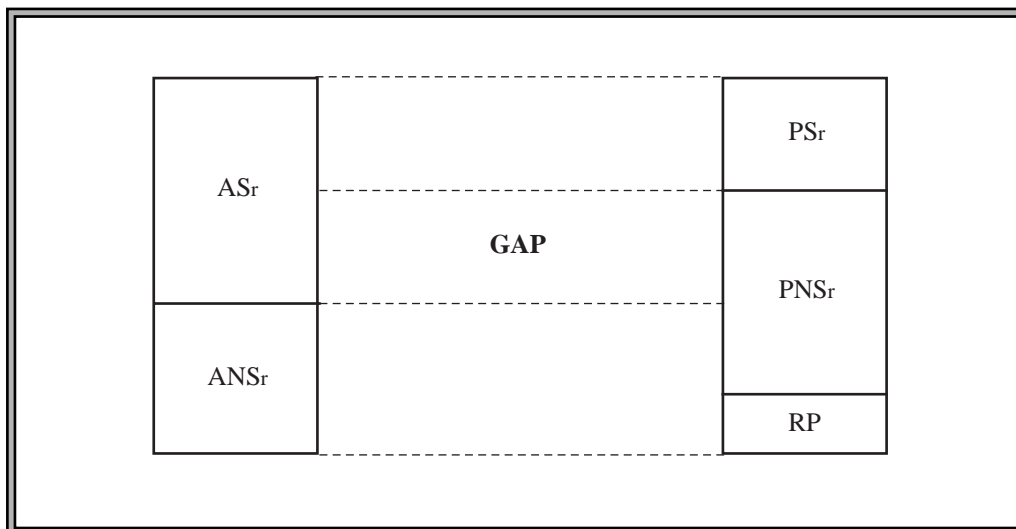
coincidiendo con la duración del ejercicio ya que el principal objetivo perseguido por las instituciones financieras consiste en estimar el impacto de los cambios en los tipos de interés sobre los márgenes del ejercicio, destacando por tanto los efectos a corto plazo de una variación de los tipos de interés y eludiendo la consideración de los efectos del riesgo de interés en la solvencia de cada entidad concreta.

**TABLA 1.** EFECTO DE UNA VARIACION DE LOS TIPOS DE INTERES EN FUNCION DEL VALOR DE LA BRECHA DE FONDOS DE LA ENTIDAD

Variación de los tipos de interés	Margen Financiero	
	Brecha > 0	Brecha < 0
Incremento	Incremento	Disminución
Disminución	Disminución	Incremento

Las implicaciones prácticas que se derivan para la gestión bancaria son importantes en el intento de obtener mayores rendimientos o menor nivel de riesgo. La brecha de fondos ofrece una medida cuantitativa del efecto que tendrá sobre el margen financiero una variación concreta de los tipos. Según esta definición un gap positivo contribuiría a aumentar el margen financiero si se espera un incremento en el nivel de tipos de interés o reducirlo en caso contrario.

La determinación de la brecha de fondos exige previamente la clasificación de las partidas de los balances bancarios dentro de las categorías señaladas en la **figura [1]**. Los activos sensibles ( $AS_r$ ) estarían constituidos por los préstamos a tipos variables, cartera de valores a corto plazo y fondos invertidos en el mercado interbancario. Mientras que los activos no sensibles ( $ANS_r$ ) serían los préstamos a tipos fijos, cartera de valores a largo plazo e inmovilizado material. Los pasivos sensibles ( $PS_r$ ) incluirían fondos adquiridos en el interbancario y depósitos a corto plazo. Por su parte, en los pasivos no sensibles se considerarían los pasivos no sensibles propiamente dichos ( $PNS_r$ ) y los recursos propios (RP). Dentro de los primeros se encontrarían los diversos tipos de deuda con carácter permanente y en los segundos se incluyen tanto el capital social como las reservas y los beneficios retenidos. Las partidas sensibles lo son por razón de tener tipos de interés variables o aunque sean fijos por vencer dentro del período para el cual se calcula la brecha de fondos.



**FIGURA 1.** LA BRECHA DE FONDOS DE UNA ENTIDAD BANCARIA

La variación de los ingresos financieros se definiría como el volumen de activos sensibles al tipo de interés, esto es, aquellas inversiones a tipo de interés variable o que vencen en el período previamente definido, multiplicados por la variación de los tipos de interés.

$$\Delta IF = AS_r \times \Delta r \quad [1]$$

Siendo:

$\Delta IF$  = Variación en los ingresos financieros.

$AS_r$  = Volumen de activos sensibles a los tipos de interés.

$\Delta r$  = Variación del tipo de interés.

De igual forma, la variación de los gastos financieros se expresaría como el producto de las obligaciones sensibles al tipo de interés por la variación del mismo:

$$\Delta CF = PS_r \times \Delta r \quad [2]$$

Donde:

$\Delta CF$  = Variación en los costes financieros.

$PS_r$  = Volumen de pasivos sensibles a los tipos de interés.

La variabilidad de ingresos y gastos financieros es función de la dependencia respecto a un tipo de interés de referencia o bien del vencimiento dentro del período considerado para el cálculo de la brecha de fondos. Considerando conjuntamente las ecuaciones [1] y [2] obtenemos la variación del margen financiero ( $\Delta MF$ ) en función de los activos y pasivos sensibles a los tipos de interés.

$$\Delta MF = \Delta IF - \Delta CF = (AS_r - PS_r)\Delta r \quad [3]$$

$$GAP_{MF} = AS_r - PS_r \quad [4]$$

El concepto de brecha de fondos o gap será la diferencia recogida en la ecuación [4], por tanto, hemos obtenido una medida del riesgo de interés sobre el margen financiero de una entidad bancaria. Es ésta una medida que por su sencillez presenta algunas objeciones tales como la necesidad de especificar el período de tiempo relevante para el cálculo de la brecha, la definición de sensibilidad de algunas partidas o la no inclusión de plazos de vencimiento individuales para los activos y pasivos sensibles.

Estos problemas conducen a errores en la medición del riesgo, por lo cual se han hecho intentos para solucionar algunos de los inconvenientes (MAULEON, 1992).

Por lo que respecta a la primera de las objeciones mencionadas sobre que la brecha de fondos no tiene en cuenta el momento en que se producen los vencimientos, es posible corregir este hecho mediante una ponderación de las partidas de activo y pasivo sensibles a los tipos de interés en función del tiempo que les resta hasta la finalización del período.

$$GAP_{MF} = AS_r \times T_A - PS_r \times T_p \quad [5]$$

Siendo:

$T_A$  = Tiempo que los activos están reinvertidos al nuevo tipo de interés expresado como fracción del período considerado.

$T_P$  = Tiempo que los pasivos son obtenidos al nuevo tipo de interés expresado como fracción del período considerado.

Una nueva corrección para obtener una medida más exacta, podría obtenerse dividiendo el período total considerado en subperíodos para los que se calcularía la brecha de fondos mediante la ecuación [5] y elaborando, posteriormente, el gap del margen financiero para el período total como suma de los gaps de los subperíodos.

Asimismo, una mayor exactitud se podría conseguir considerando la sensibilidad de los distintos elementos del balance en relación a la variación de un tipo de interés general de referencia. En consecuencia, se puede calcular una brecha de fondos para cada partida del balance. El gap total se calcularía como suma de los productos de los gaps de cada elemento con diferente sensibilidad, por la sensibilidad asociada a cada partida concreta.

La brecha de fondos es adecuada para analizar el próximo cambio en los tipos de interés, a partir del cual el nuevo nivel se mantiene invariable hasta el final del período considerado. Por lo tanto, la estrategia a seguir debe ser dinámica, esto significa que se ha de realizar la reelaboración del gap y de las previsiones sobre los tipos de interés de forma periódica y sucesiva. De esta forma, es posible la medición del riesgo de fluctuación de los tipos de interés sea cual sea la evolución temporal seguida por los mismos.

Un inconveniente importante asociado a la medida considerada es que se trata de un enfoque excesivamente sesgado hacia el corto plazo, debido a que sólo se analizan las consecuencias sobre el margen financiero. Se considera que los recursos propios de la entidad no son sensibles a los tipos de interés no teniendo, por tanto, en cuenta los efectos del riesgo de interés sobre el valor de mercado de la empresa. Puede ocurrir que la evolución de los tipos de interés afecte a la entidad aunque no se ponga de manifiesto en el margen financiero del ejercicio corriente, esto es la causa que hace necesario considerar una medida de la solvencia de la entidad que bien puede ser el valor del capital o recursos propios de la entidad.

Así, MAULEON (1992) define el capital como diferencia entre el valor de activos y pasivos. Considera que la variación en el valor del activo y del pasivo, por ser equivalentes a títulos de renta fija, será aproximadamente igual a la variación total de intereses, con lo que el gap de los recursos propios, que mediría la sensibilidad de ese concepto ante variaciones de los tipos de interés, dependería del diferencial de plazos de activos y pasivos. La medida obtenida puede a su vez desagregarse en dos partes, y así recoge el riesgo de margen hasta el último



vencimiento del balance y el coste de oportunidad del capital debido a la variación en el valor de mercado del capital. A partir de esta definición de medida del riesgo de interés del capital, se proponen una serie de correcciones similares a las referidas en el gap del margen, como por ejemplo la consideración de la existencia de diferentes partidas cuyo tipo de interés responde de diferente manera a las variaciones del tipo de interés de mercado. Así se calcularía el gap de capital total calculando previamente el gap de cada una de las partidas y multiplicándolo por la sensibilidad del tipo de interés de cada partida del balance con respecto al tipo de referencia.

Todas estas matizaciones de la medida inicial propuesta no son sino intentos por lograr un gap global que permita controlar el riesgo de interés a que se encuentran sometidos tanto el margen financiero como el valor de la entidad de una forma eficaz, evaluando los beneficios de un control exhaustivo del riesgo de interés y los costes de llevarlo a cabo.

## 2. Gaps de duración.

Una forma de medir y controlar el riesgo de interés es a través del concepto de «gap de duración» (1). El concepto de duración se corresponde con el tiempo necesario para que la acumulación de la inversión, debida a un cambio en los tipos de interés compense la variación en el valor de mercado, esto es, para que el riesgo de reinversión se equipare al riesgo de mercado y dado que son de signo contrario se eliminen. Por lo tanto, igualando permanentemente la duración al período durante el cual se quería mantener la inversión se elimina el riesgo de tipos de interés. De la misma forma, en el caso de que las inversiones en activos estén ligadas a determinadas obligaciones, se puede, mediante la utilización del concepto de duración, hacer que el valor neto de la cartera, definido como diferencia entre activos y pasivos, permanezca invariable. Este es el punto de partida para la gestión del riesgo de interés en las entidades bancarias, al considerar a las mismas como carteras de activos y pasivos. Supongamos que la duración de los activos es mayor que la de los pasivos, situación por otra parte habitual (2), los activos serían más sensibles a las variaciones del tipo de interés que los pasivos y por tanto ante una variación al alza de los tipos, ambos activos y pasivos, perderán valor, pero esa pérdida será mayor en los primeros. Desde otro punto de vista el aumento en los tipos significaría que los pasivos se expondrán antes que los activos a los nuevos tipos de interés, como consecuencia, el valor actual de los activos es inferior al de los pasivos lo que supone una pérdida neta de capital y a la inversa si los tipos de interés descienden. Por todo esto recogíamos que las condiciones necesarias para que se pudiese hacer frente con los activos a las obligaciones contraídas eran que las duraciones de ambas partidas fuesen iguales, y que la convexidad de los activos fuese mayor que la convexidad de los pasivos.

(1) Concepto basado en los estudios de inmunización realizados por REDINGTON (1952), el cual amplió el término de duración a un horizonte temporal dilatado y lo aplicó a la gestión de activos y pasivos en empresas de seguros.

(2) Habitualmente los depósitos y demás pasivos de las entidades bancarias son títulos a plazos relativamente cortos, mientras que los créditos y otros activos son a plazos más largos.

Este enfoque parte de la consideración de las entidades bancarias como carteras de activos y pasivos. En este contexto, se puede controlar la sensibilidad al tipo de interés de diferentes partidas y ratios de una entidad bancaria mediante el análisis de las duraciones de activos y pasivos a través del enfoque del gap de duración (BIERWAG, 1991). La influencia de las variaciones de los tipos de interés se medirá por su efecto diferencial sobre las posiciones largas y cortas de la cartera.

Esta metodología es más amplia que la brecha de fondos debido a que no se recoge únicamente la influencia de la variabilidad de los tipos de interés sobre el margen financiero de la empresa bancaria, sino que contempla también el efecto que esa volatilidad puede tener sobre la solvencia de la entidad, es decir, sobre el valor de la misma. Así se pueden distinguir una serie de gaps como pueden ser gap de los recursos propios, del margen financiero, del ratio recursos propios/activo y del ratio rentabilidad. Cada uno de los cuales mide la variación de la variable correspondiente ante una determinada variación en el nivel del tipo de interés considerado como referencia (3).

### 2.1. Gap de los recursos propios.

La determinación de la sensibilidad del valor de la empresa bancaria frente a una variación concreta en los tipos de interés puede realizarse a partir de la consideración del gap de los recursos propios. Para ello es necesario partir de la definición de los recursos propios como la diferencia entre el valor del activo y del pasivo para a continuación evaluar el impacto de un cambio en los tipos de interés sobre el valor del patrimonio neto, en la medida en que también se verán afectados el valor del activo y del pasivo de cada entidad. El valor del patrimonio neto es un reflejo o indicador de las condiciones de solvencia de toda empresa, de tal forma que si adopta un valor negativo significa que la empresa es insolvente.

Partiendo de la expresión:

$$\text{Recursos Propios} = \text{Activo} - \text{Pasivo}$$

$$N (r_A, r_P) = A (r_A) - P (r_P) \quad [6]$$

(3) Con el fin de determinar los gaps de duración se puede aplicar el tipo de interés relevante para cada partida concreta, aunque simplemente a efectos de formulación y de sencillez en el cálculo se suele considerar un tipo activo y otro pasivo, cada uno de los cuales es el tipo de interés de referencia de activos y pasivos, respectivamente.

En esta expresión se puede comprobar cómo una variación de los tipos de interés afectaría al valor de los recursos propios debido a la influencia diferencial que esa variación tuviese sobre los activos y pasivos. Mediante la utilización del cálculo podríamos apreciar el cambio experimentado por el patrimonio neto en respuesta a un movimiento en los tipos de interés, para ello se tomarían derivadas con respecto a uno de los dos tipos de interés que se muestran en la formulación, en este caso elegimos el rendimiento del activo y en consecuencia se obtiene la siguiente expresión:

$$\frac{dN}{dr_A} = A' (r_A) - P' (r_P) \frac{dr_P}{dr_A} \quad [7]$$

En esta ecuación,  $A' (r_A)$  y  $P' (r_P)$  son las derivadas de los valores de mercado de los activos y de los pasivos (4), respectivamente, mientras que la relación

$$\frac{dr_P}{dr_A}$$

indica los cambios relativos en los tipos de interés a los que se actualizan las deudas y los activos. Si ese cociente es superior a 1, indicará que los tipos de interés de los pasivos varían en mayor cuantía que los tipos de rendimiento de los activos, y a la inversa si la relación es inferior a la unidad (5). Las derivadas obtenidas indican la variación en las diferentes partidas de activo y pasivo ante un cambio en los tipos de interés, en consecuencia los signos esperados de ambas derivadas serán negativos, dado que la actualización de activos y pasivos a un tipo mayor supondrá una disminución de valor y si la variación de los tipos de interés es una disminución, entonces el efecto sobre el valor de activos y pasivos será contrario.

(4) En los balances bancarios pueden existir partidas no sensibles a los tipos de interés, sería, por tanto, necesario distinguir entre activos y pasivos sensibles y no sensibles en el balance de cada entidad bancaria.

(5) El cociente

$$\frac{dr_P}{dr_A}$$

es una medida de la sensibilidad del tipo pasivo ante variaciones en el tipo activo o viceversa, por consiguiente puede ser estimado por la regresión de una serie temporal de tipo de interés relativos al pasivo sobre una serie temporal de rendimientos del activo, obteniendo un coeficiente de sensibilidad de la variación de uno con respecto al otro. Sin embargo, puede ocurrir que ese coeficiente de sensibilidad no sea independiente de la duración o del plazo considerado, de tal forma que los cambios en los tipos de interés fuesen diferentes según el plazo hasta el vencimiento, lo que nos llevaría a considerar la estructura temporal de tipos de interés.

Si

$$\frac{dN}{dr_A}$$

fuese mayor que cero, indicaría que el cambio en el rendimiento del activo ha supuesto un incremento en el patrimonio neto en la medida en que el valor del activo se ha incrementado más que el valor del pasivo o bien la disminución de aquél ha sido menor que la de este último y lo contrario sería cierto si

$$\frac{dN}{dr_A}$$

adoptase valor negativo.

El concepto de duración es una medida aproximada de la variación del valor de un título ante variaciones en los tipos de interés, aproximación tanto mejor cuanto menor sea la variación de los tipos de interés, en consecuencia las derivadas de los valores de mercado de activos y pasivos con respecto a los tipos de interés respectivos [ $A'(r_A)$  y  $P'(r_P)$ ] pueden expresarse como funciones de sus respectivas duraciones ( $D_A$  y  $D_P$ ). Y así:

$$A'(r_A) = \frac{-D_A}{1 + r_A} A \quad [8]$$

$$P'(r_P) = - \frac{D_P}{1 + r_P} P \quad [9]$$

Al sustituir estas expresiones en la ecuación inicial obtenemos:

$$\frac{dN}{dr_A} = \frac{-D_A A}{1 + r_A} + \frac{D_P P}{1 + r_P} \frac{dr_P}{dr_A}$$

$$\frac{dN}{dr_A} = \frac{A}{1 + r_A} \left( -D_A + D_P \frac{P}{A} \frac{1 + r_A}{1 + r_P} \frac{dr_P}{dr_A} \right)$$

$$\frac{dN}{dr_A} = - \frac{A}{1 + r_A} GAP_N$$

donde:

$$GAP_N = D_A - D_P \frac{P(r_P)}{A(r_A)} \frac{1 + r_A}{1 + r_P} \frac{dr_P}{dr_A} \quad [10]$$

En el caso particular de que el tipo pasivo varíe en la misma cuantía que el tipo activo, esto es, que ambos tengan la misma sensibilidad, el cociente

$$\frac{dr_P}{dr_A}$$

será igual a 1, de tal forma que el  $GAP_N$  se calculará como:

$$GAP_N = D_A - D_P \frac{P(r_P)}{A(r_A)} \frac{1 + r_A}{1 + r_P} \quad [11]$$

Siendo esta expresión del  $GAP_N$  una medida de la sensibilidad de los recursos propios ante variaciones de los tipos de interés. Cuanto mayor sea el valor absoluto del  $GAP_N$  mayor es la sensibilidad del patrimonio neto para un cambio dado en los tipos de interés.

Si el  $GAP_N$  es mayor que cero entonces

$$D_A > D_P \quad \frac{P (r_P)}{A (r_A)} \quad \frac{1 + r_A}{1 + r_P}$$

de tal forma que un aumento en los tipos de interés reducirá el valor de los recursos propios, debido a que se va a producir una reducción en el valor del activo en una cuantía superior a la reducción en el valor del pasivo. Por contra, una disminución de los tipos aumentará el valor del patrimonio neto. Mientras que si el  $GAP_N$  es negativo los efectos de una variación en los tipos de interés serán inversos.

A partir de estas expresiones es posible realizar una definición de la magnitud riesgo de interés en función de la diferencia entre las duraciones de activos y de pasivos. Esta definición de la sensibilidad de los recursos propios a los tipos de interés sólo es válida si la variación del tipo pasivo es exactamente igual a la variación en el rendimiento del activo, el activo es igual al pasivo, esto es, no existen recursos propios, y los tipos del activo y del pasivo son idénticos.

**TABLA 2.** EFECTO DE LA VARIACION DE LOS TIPOS DE INTERES SOBRE LOS RECURSOS PROPIOS DE UNA ENTIDAD BANCARIA

	Variación en los tipos de interés	
	Aumento	Disminución
$GAP_N = 0$	Sin variación en los RP	Sin variación en los RP
$GAP_N > 0$	Disminución valor RP	Aumento valor RP
$GAP_N < 0$	Aumento valor RP	Disminución valor RP

### 2.2. Gap del ratio recursos propios/activo.

Es posible que variaciones grandes en los recursos propios estén acompañadas de cambios grandes en los activos y pasivos, debido simplemente a que la entidad está modificando su tamaño. En esta situación, la institución puede no estar soportando ningún riesgo relativo de tipos de interés, aunque su  $GAP_N$  sea distinto de cero. En consecuencia, puede ser útil conocer la sensibilidad del ratio patrimonio neto/activo, como una medida alternativa del riesgo de interés. El cálculo de este gap de duración se hace de forma similar a lo realizado para el anterior.

Partimos de la definición de la magnitud relevante para el cálculo del gap, en este caso el ratio patrimonio neto/activo que se expresa de la siguiente forma:

$$n = \frac{N}{A} = 1 - \frac{P}{A}$$

Nos interesa determinar la variación de  $n$  ante un cambio en los tipos de interés, para ello es necesario tomar derivadas del ratio recursos propios/activo con respecto al nivel de tipos de interés, en este caso concreto tomamos el rendimiento del activo aunque podría utilizarse el tipo pasivo. Entonces, derivando con respecto al rendimiento activo tenemos:

$$\frac{dn}{dr_A} = - \frac{P'}{A} \frac{dr_P}{dr_A} + \frac{P}{A^2} A'$$

Teniendo en cuenta, al igual que en el  $GAP_N$ , que las derivadas del valor del activo y del pasivo pueden expresarse en función de sus respectivas duraciones:

$$P' = \frac{-D_P}{1 + r_P} P$$

$$A' = \frac{-D_A}{1 + r_A} A$$

sustituyendo se obtiene:

$$\frac{dn}{dr_A} = \frac{D_P}{1 + r_P} \frac{P}{A} \frac{dr_P}{dr_A} - \frac{D_A}{1 + r_A} \frac{P}{A} = - \frac{P}{A} \frac{1}{1 + r_A} \quad GAP_{N/A}$$

donde:

$$GAP_{N/A} = D_A - D_P \frac{1 + r_A}{1 + r_P} \frac{dr_P}{dr_A} \quad [12]$$

La utilización de la expresión de diferencia entre las duraciones del activo y del pasivo como medida de la sensibilidad del ratio recursos propios/activo únicamente es correcta si el tipo activo y pasivo son iguales y también lo son sus respectivas variaciones.

Si el  $GAP_{N/A} > 0$  tiene un valor positivo, significará que un aumento en los tipos de interés originará una disminución en el ratio recursos propios/activo, mientras que si el  $GAP_{N/A} < 0$  es negativo, un aumento en los tipos supondrá un aumento también en el ratio. Cuanto mayor sea el valor absoluto del gap más sensible es el ratio patrimonio neto/activo a variaciones en los tipos de interés. Por lo tanto, el  $GAP_{N/A}$  es una medida del riesgo de interés a que se ve sometido el patrimonio neto de una entidad medido en términos relativos del valor del activo.

**TABLA 3.** EFECTO DE LA VARIACION DE LOS TIPOS DE INTERES SOBRE EL RATIO RECURSOS PROPIOS/ACTIVO DE UNA ENTIDAD BANCARIA

	Variación en los tipos de interés	
	Aumento	Disminución
$GAP_{N/A} = 0$	Sin variación RP/A	Sin variación RP/A
$GAP_{N/A} > 0$	Disminución en el valor de RP/A	Aumento en el valor de RP/A
$GAP_{N/A} < 0$	Aumento en el valor de RP/A	Disminución en el valor de RP/A

La comparación de las expresiones resultantes de los gaps de duración de los recursos propios y del ratio recursos propios/activo da como resultado la siguiente relación:



$$GAP_N = GAP_{N/A} + D_P \frac{1 + r_A}{1 + r_P} - \frac{dr_P}{dr_A} \frac{N}{A} \quad [13]$$

El  $GAP_N$  será mayor que el  $GAP_{N/A}$  siempre y cuando la duración de los pasivos y el valor del patrimonio neto sean mayores que cero. Como señalábamos en un principio es posible que la entidad no soporte ningún riesgo relativo, aunque el gap de duración del patrimonio neto sea positivo ya que el gap de los recursos propios/activo puede ser igual a cero, de tal forma que un cambio en los tipos de interés haga variar el patrimonio neto de la entidad, aunque, sin embargo, el ratio recursos propios/activo permanezca inalterable. Asimismo, una variación en los tipos de interés puede no afectar al patrimonio neto ( $GAP_N = 0$ ) pero sí afectará al ratio recursos propios/activo ( $GAP_{N/A} < 0$ ).

**TABLA 4.** EQUIVALENCIAS ENTRE  $GAP_N$  Y  $GAP_{N/A}$

Si	$GAP_{N/A} = 0$	entonces	$GAP_N > 0$
Si	$GAP_N = 0$	entonces	$GAP_{N/A} < 0$
Si	$D_P > 0$ y $N > 0$	entonces	$GAP_N > GAP_{N/A}$

### 2.3. Gap del margen financiero.

Los gaps de duración anteriores son relevantes cuando se desea conocer los efectos a medio y largo plazo del riesgo de interés. Sin embargo, puede ser interesante conocer la influencia que una variación de los tipos de interés tendrá a corto plazo sobre una entidad financiera, para lo cual se puede evaluar la sensibilidad del margen financiero.

El margen financiero de las entidades bancarias es extremadamente sensible a los tipos de interés, debido a la actividad de intermediación que realizan las mismas. Puede ocurrir que exista un riesgo de interés sobre el margen financiero de las entidades bancarias debido a que un incremento en los tipos de interés produzca aumentos en el coste del pasivo no compensados por mayores rendimientos del activo o bien que una disminución del nivel de tipos signifique una mayor reducción en los rendimientos del activo que en los costes del pasivo. Las situaciones inversas a las descritas darían lugar a aumentos en el margen de interés y representan la parte positiva de todo riesgo. En consecuencia, la medición del riesgo de interés que afecta al margen financiero de una entidad puede ser relevante para diseñar estrategias que eliminen o aprovechen los riesgos asociados a las variaciones previstas en los tipos de interés.

El margen financiero, en consecuencia, se expresará como:

$$MF = r_A A (r_A) - r_P P (r_P)$$

Con el fin de determinar la variación del margen financiero debida a un cambio en los tipos de interés, se toman derivadas con respecto al rendimiento de los activos y utilizando las expresiones, ya conocidas, de las duraciones de los activos y pasivos (6) obtenemos:

$$\begin{aligned} \frac{dMF}{dr_A} &= A - A \times r_A \frac{D_A}{1 + r_A} - P + P \times r_P \frac{D_P}{1 + r_P} = \\ &= N - A \times r_A \frac{D_A}{1 + r_A} + P \times r_P \frac{D_P}{1 + r_P} \end{aligned}$$

de donde:

$$\frac{dMF}{dr_A} = - MF \times GAP_{MF}$$

siendo:

$$GAP_{MF} = - \frac{N}{MF} + r_A \frac{A}{MF} \frac{D_A}{1 + r_A} + r_P \frac{P}{MF} \frac{D_P}{1 + r_P} \quad [14]$$

Si el gap del margen financiero es positivo, significará que un aumento en los tipos de interés reducirá el margen financiero de la entidad y lo contrario será cierto si el valor adoptado por el gap del margen financiero es negativo.

(6) Suponiendo igual variación en tipos activos y pasivos.

**TABLA 5.** EFECTO DE LA VARIACION DE LOS TIPOS DE INTERES SOBRE EL MARGEN FINANCIERO DE UNA ENTIDAD BANCARIA

	Variación de los tipos de interés	
	Aumento	Disminución
$GAP_{MF} = 0$	Sin variación en MF	Sin variación en MF
$GAP_{MF} > 0$	Disminución valor MF	Aumento valor MF
$GAP_{MF} < 0$	Aumento valor MF	Disminución valor MF

#### 2.4. Gap de rentabilidad.

Una medida de sensibilidad a los tipos de interés a corto plazo alternativa a la anterior es el gap de la rentabilidad en relación al capital económico. De esta forma, se mide el efecto a corto plazo del riesgo de interés en términos relativos en relación al volumen del activo. El ratio de rentabilidad a partir del cual se determina el correspondiente gap se define como el cociente del margen financiero sobre los activos.

$$R = \frac{MF}{A} = r_A - r_P \frac{P}{A}$$

De igual forma que en los casos anteriores, derivando con respecto al tipo de rendimiento activo y sustituyendo las derivadas del valor de los activos y de los pasivos por las duraciones correspondientes, obtenemos:

$$\frac{dR}{dr_A} = 1 - D_A \frac{r_A}{1 + r_A} - \frac{P}{A} + D_P \frac{P}{A} \frac{r_P}{1 + r_P} + \frac{D_A}{1 + r_A} \frac{MF}{A}$$

de donde:

$$\frac{dR}{dr_A} = - \frac{MF}{A} GAP_R$$

siendo:

$$GAP_R = - \frac{N}{MF} + D_A \frac{r_A}{1 + r_A} \frac{A}{MF} - D_P \frac{r_P}{1 + r_P} \frac{P}{MF} - \frac{D_A}{1 + r_P} \quad [15]$$

Según el  $GAP_R$  sea mayor o menor que cero, los incrementos en los tipos de interés reducirán o aumentarán, respectivamente, la rentabilidad con respecto a los activos. Así, si el gap del ratio de rentabilidad es positivo, significará que la rentabilidad medida como el cociente entre el margen financiero y el volumen de activos de la entidad disminuirá cuando la variación en los tipos de interés se corresponde con un incremento de los mismos y a la inversa si se trata de una disminución de los tipos.

**TABLA 6.** EFECTO DE LA VARIACION DE LOS TIPOS DE INTERES SOBRE LA RENTABILIDAD ECONOMICA DE UNA ENTIDAD BANCARIA

	Variación en los tipos de interés	
	Aumento	Disminución
$GAP_R = 0$	Sin variación en la rentabilidad	Sin variación en la rentabilidad
$GAP_R > 0$	Disminución de la rentabilidad	Aumento de la rentabilidad
$GAP_R < 0$	Aumento de la rentabilidad	Disminución de la rentabilidad

La relación existente entre el gap del margen financiero y de la rentabilidad se establece en función de la siguiente ecuación, de tal forma que si el gap del margen financiero es cero, esto es, no existe variación del mismo aunque varíen los tipos de interés, el gap de la rentabilidad será negativo, con lo cual un cambio dado en los tipos de interés tendrá un efecto sobre la rentabilidad de la entidad ajustado a lo reflejado en el cuadro anterior.

$$GAP_R = GAP_{MF} - \frac{D_A}{1 + r_A}$$

Los gaps de duración suponen cierta complejidad por lo que respecta a su aplicación práctica, debido a la dificultad del cálculo de las duraciones por la gran variedad de derechos y obligaciones existentes en el balance de las entidades financieras. Sin embargo, si la entidad dispusiese de estimaciones adecuadas del valor de los flujos de caja que tendrán lugar en fechas futuras y del rendimiento al que habría que descontar cada flujo de caja para obtener el valor de mercado, podría hallar los diferentes gaps de duración mediante la utilización de un sistema informático adecuado.

Un problema adicional se presenta por la necesidad de calcular los flujos de caja no ciertos generados por los títulos de renta variable. El concepto de duración ha sido definido para los títulos de renta fija que suponen una incertidumbre menor sobre los flujos generados por los mismos, por lo que la aplicación de los gaps de duración a títulos de renta variable implica un mayor grado de dificultad.

El procesamiento de toda esta información puede resultar muy costoso en relación a los beneficios generados. Esta es la razón por la cual se plantean enfoques alternativos aproximados de estimación de los gaps. Una de las soluciones propuestas consiste en la utilización de un enfoque menos preciso que supondría agrupar los activos y pasivos en diferentes categorías en función de determinadas características comunes que supusiesen similares reacciones de las partidas englobadas dentro de cada categoría ante posibles variaciones en el nivel de tipos de interés. A partir de esa división, se estimarían las corrientes de flujos y el tipo de rendimiento correspondiente a cada categoría con la finalidad de obtener la duración en cada una de las divisiones realizadas. Las duraciones así calculadas serían agregadas con el fin de ser empleadas en el cálculo de los gaps de duración.

### 3. Modelos de rentabilidad-riesgo.

Una alternativa al enfoque de la duración como medida del riesgo de interés viene dada por la utilización de los modelos de rentabilidad-riesgo coherentes con la moderna teoría de carteras. Estos modelos permiten hallar la sensibilidad del rendimiento de las acciones bancarias ante determinados factores de riesgo y las variaciones en los tipos de interés que como ha sido puesto de manifiesto son uno de los más importantes.

La evidencia parece refrendar el planteamiento de que los precios de los activos individuales se ven afectados por una amplia variedad de fenómenos. Los movimientos conjuntos de los precios de los activos sugieren la existencia de influencias exógenas implícitas, algunas de las cuales tendrán un mayor efecto sobre el precio de los activos que otras. De acuerdo con el modelo de equilibrio de valoración de activos financieros (CAPM), desarrollado por SHARPE (1964) y LINTNER (1965), el rendimiento de las acciones puede ser explicado en función de un único factor, siendo este factor la rentabilidad de la cartera de mercado de activos financieros, aunque la contrastación empírica del mismo ha exigido tomar como proxy de esta variable la rentabilidad proporcionada por un índice representativo del mercado analizado. El CAPM divide el riesgo de cada activo en dos componentes. Por un lado, el riesgo de mercado o sistemático que representa la proporción de ese riesgo que es debido a cambios en el entorno económico, social o político. Este riesgo supone que la rentabilidad de las acciones se pueda ver afectada por variables tales como tipos de interés, demanda, tipos de cambio, política monetaria y fiscal y otros aspectos económicos, de tal forma que la influencia se produzca sobre la rentabilidad de todos los títulos -excepto de aquellos libres de riesgo-, sin perjuicio de que algunos activos financieros sean más sensibles a los factores sistemáticos que otros. El riesgo sistemático estará igualmente presente en un único título o en una cartera diversificada.

El segundo componente es el riesgo residual o no sistemático que recoge la variación en la rentabilidad debida a factores propios de cada activo financiero o empresa, y que por tanto no es común a todos los títulos, si bien todo activo financiero tiene algún grado de riesgo no sistemático que sin embargo es susceptible de ser eliminado mediante la diversificación de la cartera de activos financieros.

La capacidad de los inversores para diversificar su cartera de activos financieros, de tal forma que podrían eliminar los efectos del riesgo no sistemático, ha fundamentado que la moderna teoría financiera se haya concentrado en las influencias sistemáticas como la fuente probable del riesgo. Por lo tanto, los factores económicos sistemáticos supondrán un componente adicional de la rentabilidad requerida y obtenida en un momento dado por un activo concreto, por contra no existirá retribución por asumir riesgo diversificable.

En este contexto, STEPHEN ROSS propuso en 1976 un modelo alternativo al modelo de precios de equilibrio de activos financieros (CAPM). La Teoría de Valoración por Arbitraje (*Arbitrage Pricing Theory -APT*) desarrollada por ROSS ha sido descrita como una generalización del CAPM, que tiene por base la Ley del Precio Único según la cual en un momento concreto un mismo activo no puede negociar a precios diferentes o, lo que es lo mismo, dos activos con igual riesgo no se pueden ofrecer distinta rentabilidad. Si los activos fuesen vendidos a precios diferentes, entonces sería posible obtener beneficios libres de riesgo por parte de los inversores que realizarían operaciones de arbitraje entre los activos.

La Teoría de Valoración por Arbitraje supone que el proceso estocástico de generación de rentabilidades puede ser representado como un modelo de k-factores, de la forma siguiente:

$$\tilde{R}_i = E(R_i) + b_{i1} \tilde{\delta}_1 + \dots + b_{ik} \tilde{\delta}_k + \tilde{\varepsilon}_i$$

$$i = 1, \dots, N$$

siendo:

$$\tilde{R}_i = \text{Rentabilidad del activo } i.$$

$$E(R_i) = \text{Rentabilidad esperada del activo } i.$$

$$b_{ik} = \text{Sensibilidad de la rentabilidad del activo } i \text{ ante variaciones del factor } \tilde{\delta}_k.$$

$$\tilde{\delta}_k = \text{Factor, con media cero, que influye sobre la rentabilidad de todos los activos.}$$

$$\tilde{\varepsilon}_i = \text{Componente no sistemático del riesgo.}$$

$$N = \text{Número de activos.}$$

Para que el modelo describa completamente el proceso de generación de rentabilidades de los títulos:

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \quad \text{para todo } i \neq j$$

$$E[\varepsilon_i (\delta_k - \tilde{\delta}_k)] = 0 \quad \text{para todo título y factor}$$

En equilibrio, la ausencia de oportunidades de arbitraje sin riesgo en combinación con el teorema de álgebra lineal según el cual un vector de proporciones invertidas en carteras con inversión cero que es ortogonal al vector de constantes y a cada uno de los vectores  $b_j$  ( $j = 1, \dots, k$ ) debe ser también ortogonal al vector de rentabilidades esperadas (7). En cuyo caso, la consecuencia algebraica es que el vector de rentabilidades esperadas debe ser una combinación lineal de un vector de constantes y de los vectores  $b_j$ . En términos algebraicos, existirán  $k + 1$  coeficientes ( $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_k$ ), tales que:

$$E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \dots + \lambda_k b_{ik}$$

$$i = 1, \dots, N$$

El término  $\lambda_0$  sería la rentabilidad esperada de un activo sin riesgo sistemático, lo que significaría que todos los coeficientes de sensibilidad de la rentabilidad con respecto a las influencias sistemáticas de riesgo serían iguales a cero. Las ponderaciones  $\lambda_1, \dots, \lambda_k$  pueden ser interpretadas como la prima por riesgo de los factores sistemáticos de riesgo. Por lo tanto, la rentabilidad esperada de un título será función del riesgo con respecto a cada factor y de la prima por unidad de riesgo para cada factor, esto es, del precio que el mercado asigna a cada unidad de cada factor generador de rentabilidad.

La interpretación como prima por riesgo de los  $\lambda_j$  se puede comprobar fácilmente construyendo carteras que tengan únicamente riesgo sistemático sobre un factor y no sobre los restantes. Cada  $\lambda_j$  podría interpretarse como:

$$\lambda_j = E^j(R_i) - E(R_0)$$

esto es, el exceso de rentabilidad o la prima por riesgo del mercado para carteras que sólo tienen riesgo sistemático con respecto al factor  $j$ . La ecuación de valoración puede expresarse en función de la prima por riesgo que el mercado asocia a cada factor.

$$E(R_i) - E(R_0) = [E^1(R_i) - E(R_0)] b_{i1} + \dots + [E^k(R_i) - E(R_0)] b_{ik}$$

El paso de la teoría a la estimación de un modelo no es simple. Mientras que en el modelo de mercado el factor es directamente observable, la Teoría de Valoración por Arbitraje no identifica los factores generadores de rentabilidad, sin embargo propone la existencia de

(7) Véase ROLL y ROSS (1980).



unos pocos componentes sistemáticos del riesgo que sería de esperar que estuviesen relacionados a agregados económicos fundamentales, a tipos de interés y otras variables económicas.

Una solución al problema de no determinación por parte de la teoría de los factores relevantes consiste en la especificación *a priori* de los factores que afectan las rentabilidades de las acciones o las características de los títulos que influyen en las rentabilidades. En la medida en que sea posible puede definir *a priori* un conjunto de características que afectan a la rentabilidad, entonces el precio de mercado de esas características en un período de tiempo concreto podrá ser medido fácilmente, los valores de las primas de riesgo serían estimados mediante un análisis de regresión con posterioridad a la determinación de los coeficientes de sensibilidad asociados a cada una de las características definidas en principio.

La literatura financiera existente muestra un número importante de trabajos que han analizado la influencia de los cambios de los tipos de interés, mediante la consideración de los mismos como un factor adicional explicativo de la rentabilidad de las acciones, planteando así diversas variaciones del modelo de dos índices propuesto inicialmente por STONE (1974), de entre ellos cabe destacar los realizados por MARTIN y KEOWN (1977), LLOYD y SHICK (1977), LYNGE y ZUMWALT (1980), CHANCE y LANE (1980), FLANNERY y JAMES (1984a, 1984b), BOOTH y OFFICER (1985), SWEENEY y WARGA (1986), UNAL y KANE (1988), YUROUGOU (1990) y NEUBERGER (1991).

La mayoría de estos estudios ha puesto de manifiesto la existencia de una sensibilidad estadísticamente significativa de la rentabilidad de las acciones de las entidades bancarias a cambios en los tipos de interés. Asimismo, se constata que cuando el objeto del estudio son empresas no financieras los resultados no son tan concluyentes, confirmando así la particular naturaleza de los activos y pasivos bancarios que los hacen especialmente sensibles a cambios en los tipos de interés.

### III. UN MODELO FACTORIAL DE RENTABILIDAD-RIESGO

El objetivo de la investigación es analizar la sensibilidad de los rendimientos de las acciones bancarias ante variaciones en los tipos de interés. En función de este objetivo, se plantea un modelo de dos índices que resulta de la ampliación del modelo de equilibrio para la valoración de activos financieros con una variable representativa de las variaciones de los tipos de interés. Así, se utiliza el modelo siguiente:

$$\tilde{R}_{it} = \beta_{0i} + \beta_{M_i} \tilde{R}_{M_t} + \beta_{I_i} \tilde{R}_{I_t} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad [16]$$

donde  $\tilde{R}_{it}$  es la rentabilidad mensual de las acciones de la entidad bancaria  $i$  para el período  $t$ ,  $\tilde{R}_{M_t}$  es la rentabilidad mensual de la cartera de mercado en el período  $t$  y  $\tilde{R}_{I_t}$  es la variable representativa de los tipos de interés. El parámetro  $\beta_{M_i}$  representa la sensibilidad de las acciones del banco  $i$  a cambios en la rentabilidad de la cartera de mercado; por su parte, el parámetro  $\beta_{I_i}$  recoge la sensibilidad del activo  $i$  a cambios en los tipos de interés implícitos a tres meses con vencimiento en tres meses.  $\beta_{0i}$  es un parámetro que indicaría la desviación de la valoración de equilibrio.

La rentabilidad de mercado refleja correctamente los cambios netos esperados en todos los factores macroeconómicos relevantes, mientras que el efecto estimado de los tipos de interés se trata de un riesgo adicional al representado por el mercado. De tal forma que ambos recogen los factores sistemáticos generadores de la rentabilidad de las acciones.

**TABLA 7.** RELACION DE LAS ENTIDADES BANCARIAS ANALIZADAS

Banco de Andalucía
Banco Bilbao-Vizcaya (BBV)*
Banco de Castilla
Banco Central-Hispano Americano**
Banco de Crédito Balear
Banco Español de Crédito (Banesto)
Banco Exterior de España (BEX)
Banco de Fomento
Banco de Galicia
Banco Guipuzcoano
Banco Herrero
Bankinter
Banco Pastor

Banco Popular Español

Banco Santander

Banco de Valencia

Banco de Vasconia

Banco Zaragozano

\* La rentabilidad corresponde a las acciones del Banco Bilbao hasta 03/10/1988, momento en el cual se produce la fusión con el Banco Vizcaya.

\*\* La rentabilidad corresponde a las acciones del Banco Central hasta 30/12/1991, momento en el cual se produce la fusión con el Banco Hispano Americano.

Las instituciones seleccionadas (**tabla [7]**) lo han sido en función del mantenimiento de una regularidad en la negociación dentro del período analizado. Las entidades bancarias consideradas son las que habían negociado todos los meses durante el período muestral fueron incluidos, para evitar así la obtención de coeficientes sesgados debidos a negociación infrecuente (8).

El período de análisis comienza en enero de 1986 y finaliza en marzo de 1993. La rentabilidad de las acciones de cada entidad bancaria se calcula utilizando los precios de mercado a final de mes de las acciones obtenidos del Sistema de Información Bursátil (SIB) de la Bolsa de Madrid y teniendo en cuenta, en su caso, el dividendo pagado y las ampliaciones de capital. La fecha y cuantía del dividendo han sido obtenidos del Boletín diario de Cotización de la Bolsa de Madrid.

La rentabilidad mensual de la entidad  $i$  en el período  $t$  es calculada de la siguiente forma:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1} + Div_t}{P_{it-1}}$$

(8) Véase DIMSON, 1979.

La rentabilidad del mercado y del sector bancario se calculan a partir del índice de cotización del mercado y del sector bancario del último día con negociación de cada mes, datos obtenidos del Boletín Estadístico del Banco de España.

La variable considerada para representar la variación en el nivel de tipos de interés ha sido la expectativa futura sobre los tipos de interés medida a partir del tipo implícito con vencimiento a tres meses dentro de tres meses.

El cálculo de los tipos implícitos se realiza a partir de los tipos de interés existentes en cada momento concreto. Para ello y en función de los datos disponibles y de las características del mercado interbancario de depósitos, cuyas operaciones presentan vencimientos sesgados hacia el corto plazo, se han utilizado los tipos de interés del mercado interbancario con vencimientos a tres y seis meses obtenidos del Boletín Estadístico del Banco de España. A partir de los mismos se calcula el tipo de interés implícito mensual a tres meses con vencimiento en tres meses ( ${}_t r_{33}$ ) de acuerdo con la siguiente expresión:

$${}_t r_{33} = \frac{(1 + {}_t R_6)}{(1 + {}_t R_3)} - 1$$

siendo  ${}_t R_n$  el tipo al contado a  $n$  meses existente en el mes  $t$ .

El primer paso hacia la consecución del objetivo propuesto consiste en la estimación de los coeficientes de sensibilidad asociados a los dos factores considerados, rentabilidad del mercado y expectativa de los tipos de interés, en relación a la rentabilidad del sector bancario. Para ello, se realiza la contrastación de la ecuación siguiente:

$$\tilde{R}_S = \beta_0 + \beta_M \tilde{R}_{M_t} + \beta_I \tilde{R}_{I_t} + \tilde{\varepsilon}_t \quad [17]$$

donde  $\tilde{R}_S$  representa la rentabilidad mensual del conjunto del sector bancario y  $\tilde{R}_{M_t}$  y  $\tilde{R}_{I_t}$  son, respectivamente, el rendimiento mensual del mercado y la expectativa futura sobre los tipos de interés, representativos de los factores sistemáticos que determinan la rentabilidad de los títulos.

Los resultados de esta estimación se recogen en la **tabla [8]**.

**TABLA 8.** ESTIMACION DEL MODELO DE DOS FACTORES EXPLICATIVO DE LA RENTABILIDAD DEL CONJUNTO DEL SECTOR BANCARIO (1986-1993)

	$\beta_0$	$\beta_M$	$\beta_I$	$R^2$	Durbin-Watson
<b>Total sector Bancario</b>	0,0447 (1,08)	0,95627* (16,192)	- 0,31561 (- 0,991)	77,129%	2,3984

\* Parámetro significativo al 99 % de confianza.

El rendimiento del mercado y la expectativa sobre los tipos de interés explican algo más del 77% del rendimiento del sector bancario, si bien únicamente la primera de las variables señaladas resulta ser estadísticamente significativa, mientras que la variable representativa del nivel de tipos de interés esperado en el futuro no resulta significativa para el conjunto de las entidades bancarias que operan en el mercado español. En este sentido, los resultados indican que las variaciones de los tipos de interés no influyen sobre la rentabilidad de las acciones bancarias.

El valor adoptado por el coeficiente de volatilidad del índice del sector bancario con respecto al mercado resulta estadísticamente significativo y con un valor cercano a uno, lo que significa un riesgo del total del sector ligeramente inferior al riesgo del mercado considerado globalmente. El índice sectorial bancario, integrado por una serie de entidades bancarias en una determinada proporción cada una, tiene una volatilidad prácticamente similar a la del total del mercado. Este hecho es consecuencia del peso que tiene el sector bancario en el mercado bursátil español, medido tanto con respecto a la composición del índice del mercado como en relación al volumen de contratación efectiva alcanzado en la Bolsa de Madrid (tablas [9] y [10]).

**TABLA 9.** EVOLUCION DE LA PONDERACION DEL SECTOR BANCARIO DENTRO DEL INDICE GENERAL DE LA BOLSA DE MADRID (PORCENTAJE)

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
<b>Ponderación</b>	36,6	45,5	38,2	30,8	31,04	28,9	29,08

A pesar de la disminución que ha experimentado el porcentaje que representa el sector bancario en la composición del índice general de la Bolsa de Madrid, el sector bancario sigue siendo el que más ponderación recibe dentro de los diferentes sectores considerados para la conformación del índice general del mercado bursátil de Madrid, siendo lógico que la volatilidad en los rendimientos de ambos índices sea similar, y, por tanto, que el coeficiente  $\beta_M$  se encuentre próximo a la unidad.

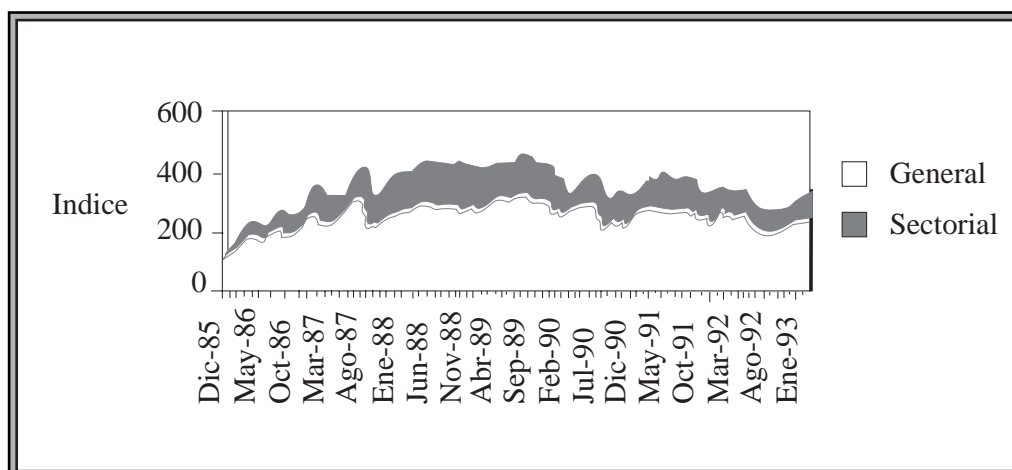
**TABLA 10.** VOLUMEN DE CONTRATACION EFECTIVA DE ACCIONES DEL SECTOR BANCARIO CON RESPECTO AL TOTAL DEL MERCADO (MILLONES DE PTAS. Y PORCENTAJE)

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
<b>Bancos</b>	511.280	990.154	618.369	862.575	932.518	948.470	866.988
<b>Total</b>	1.757.184	3.695.976	2.426.552	3.817.047	3.706.702	3.691.564	3.575.794
<b>%</b>	29,1	26,8	25,5	22,6	25,2	25,7	24,2

Por otra parte, la importancia de los títulos bancarios con respecto al total de títulos negociados en Bolsa puede analizarse a través de la consideración de los volúmenes de contratación efectiva. El sector bancario representa el de mayor volumen de contratación durante el período analizado, excepto en 1990 en el que el sector construcción presenta un volumen de contratación de 1.026.181 millones, mientras que el volumen del sector bancario únicamente asciende a 932.518 millones. En este sentido, en el *ranking* de los diez valores más contratados en 1992 figuran cuatro bancos: Santander, Central-Hispano, Popular y Bilbao-Vizcaya, asimismo en ese mismo año dentro de las diez sociedades de mayor capitalización cinco pertenecen al sector bancario, datos que no son sino constataciones de la importancia del sector bancario en la Bolsa de Madrid.

El **gráfico 1** presenta la evolución mensual de los índices sectorial bancario y general desde enero de 1986 hasta marzo de 1993 transformados a índice con base cien en diciembre de 1985, como puede observarse la evolución es muy similar en ambas. Todo ello no hace sino corroborar el valor próximo a uno obtenido para el coeficiente  $\beta_M$  en la estimación de la ecuación [17].

**GRAFICO 1.** EVOLUCION COMPARADA DE LOS INDICES GENERAL Y SECTORIAL  
(CON BASE 100 EN DICIEMBRE 1985)



Las estimaciones presentadas en la **tabla [8]** contienen información sobre los componentes de riesgo explicativos de la rentabilidad de las acciones durante el período 1986-1993, sin embargo en los comportamientos de las rentabilidades pueden existir sustanciales variaciones con respecto a la respuesta del sector bancario en su conjunto de las acciones de cada una de las entidades bancarias ante el riesgo de mercado y de tipos de interés. En consecuencia, se realiza la estimación de los valores de los parámetros,  $\beta_{Mi}$  y  $\beta_{Ii}$  para cada una de las 18 entidades bancarias consideradas

$$R_{it} = \beta_{0i} + \beta_{Mi} \tilde{R}_{Mt} + \beta_{Ii} \tilde{R}_{It} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad [18]$$

A la vista de la **tabla [11]** puede observarse cómo los resultados obtenidos varían según la entidad bancaria concreta que se considere. Las estimaciones para cada una de las instituciones financieras consideradas varían tanto en el porcentaje explicado por el modelo como en el valor y significación estadística de los coeficientes de sensibilidad. El porcentaje de la rentabilidad de las acciones explicada por el modelo oscila desde un 63% en el caso del Banco Popular Español a casi un 24% para el Banco de Crédito Balear.

**TABLA 11.** ESTIMACION DEL MODELO DE DOS FACTORES EXPLICATIVO DE LA RENTABILIDAD DE LAS ENTIDADES BANCARIAS (1986-1993)

Banco	$\beta_0$	$\beta_M$	$\beta_I$	R <sup>2</sup>	Durbin-Watson
Andalucía	-0,02865 (-0,440)	0,91149* (9,817)	0,32013 (0,639)	54,151%	2,26568
BBV	0,12373 (1,352)	1,08055* (8,278)	-0,94429 (-1,341)	48,299%	2,33554
Castilla	0,21321* (2,937)	0,62074* (5,992)	-1,49265* (-2,671)	38,137%	2,01727
Central-Hispano	0,02997 (0,412)	0,71177* (6,856)	-0,19851 (-0,354)	37,571%	2,35715
Crédito Balear	0,08681 (0,58)	1,0419* (4,876)	-0,58 (-0,503)	23,819%	2,46732
BANESTO	-0,26685** (-2,138)	1,30953* (7,356)	2,12669** (2,214)	39,747%	2,07116
BEX	-0,04211 (-0,523)	0,72704* (6,329)	0,42777 (0,690)	32,715%	2,25366
Fomento	0,09505 (0,825)	1,098* (6,684)	-0,66966 (-0,756)	37,142%	2,68871
Galicia	0,1292 (1,794)	0,64792* (6,305)	-0,88455 (-1,596)	36,641%	2,63191
Guipuzcoano	0,05766 (0,834)	0,75689* (7,67)	-0,36398 (-0,684)	43,432%	2,14838



Banco	$\beta_0$	$\beta_M$	$\beta_I$	$R^2$	Durbin-Watson
Herrero	0,06568 (0,999)	0,69756* (7,434)	- 0,53489 (- 1,057)	42,654%	2,41434
Bankinter	0,29047* (2,724)	1,11393* (7,321)	- 2,18084* (- 2,657)	46,054%	1,99038
Pastor	- 0,02356 (- 0,233)	0,91050* (6,314)	0,19905 (0,256)	32,981%	2,72072
Popular	0,06546 (1,063)	1,01396* (11,54)	- 0,38509 (- 0,812)	63,247%	2,33545
Santander	0,06449 (0,982)	0,86271* (9,206)	- 0,45055 (- 0,891)	52,624%	2,31290
Valencia	0,08501 (0,597)	1,15551* (5,683)	- 0,57824 (- 0,527)	29,691%	2,04010
Vasconia	0,02374 (0,194)	1,10346* (6,322)	- 0,08192 (- 0,087)	33,468%	2,29362
Zaragozano	0,05917 (0,570)	1,02304* (6,912)	- 0,43923 (- 0,550)	38,284%	2,40689

\* Parámetro significativo al 99%.

\*\* Parámetro significativo al 95%.

El coeficiente asociado a la rentabilidad de mercado es estadísticamente significativo para cada una de las entidades bancarias analizadas, si bien existen variaciones importantes en el valor del mismo según la entidad concreta que se considere. Existen una serie de entidades bancarias con una  $\beta_M$  que alcanza un valor estadísticamente significativo y distinto de uno.

Cabe distinguir, así, entidades como Banesto, Banco de Valencia, Bankinter, Banco de Vasconia, Banco de Fomento, BBV y Banco de Crédito Balear que presentan una volatilidad en su precio superior a la del mercado lo que les asigna un elevado riesgo con respecto al mismo. Por contra, destacan otras entidades con una  $\beta_M$  significativamente menor que uno, tales como Banco de Castilla, Banco de Galicia, Banco Herrero, Banco Central-Hispano, Banco Exterior, Banco Guipuzcoano, Banco de Santander, Banco Pastor y Banco de Andalucía. Esto es reflejo de las distintas políticas seguidas por las entidades bancarias, que hace que sus acciones presenten una mayor o menor volatilidad en el precio con respecto al mercado según el riesgo percibido de tales políticas.

Por lo que respecta a la variable representativa del riesgo de interés únicamente tres entidades bancarias resultan tener un coeficiente  $\beta_I$  estadísticamente significativo, si bien es necesario distinguir dentro de las mismas dos situaciones opuestas. Por una parte tanto Bankinter como el Banco de Castilla presentan un coeficiente asociado a la variable correspondiente a la expectativa sobre los tipos de interés estadísticamente significativo y de signo negativo que indicaría que un incremento en los tipos de interés daría lugar a un descenso del valor de las entidades bancarias de tal forma que presentan estructuras de balance que les hacen beneficiarse de disminuciones del nivel de tipos de interés. Por contra, el parámetro representativo del riesgo de interés toma valor estadísticamente significativo y signo positivo para el caso del Banco Español de Crédito lo que implica una correlación positiva entre las variaciones en el nivel de tipos de interés y el rendimiento de los títulos de esta entidad concreta.

Los resultados obtenidos para el total del sector bancario y para cada una de las instituciones parecen avalar el hecho de que las entidades bancarias desarrollan estrategias de cobertura que les protegen frente a las variaciones en el nivel de tipos de interés a corto plazo, representado por la expectativa sobre el nivel de tipos de interés mensual con vencimiento en tres meses, presentando, por consiguiente, un riesgo de interés nulo.

Es necesario, sin embargo, tener en cuenta algunos problemas que se derivan de la posible existencia de relaciones simultáneas entre las variables independientes consideradas en la regresión, es decir, puede existir multicolinealidad (9) entre las series correspondientes al rendimiento del mercado y a los tipos de interés.

(9) Las consecuencias derivadas de la existencia de multicolinealidad afectan a la significación de cada parámetro, si bien pueden no influir en la validez global del modelo, de tal forma que junto con contrastes  $t$  no significativos se den modelos plenamente aceptables e incluso con coeficientes de determinación elevados. Las relaciones simultáneas suponen problemas en cuanto a la influencia de cada variable explicativa considerada, sin presentar inconvenientes adicionales por lo que se refiere al poder explicativo del conjunto de variables independientes (PULIDO, 1989).

Así, los tipos de interés podrían encontrarse influenciados por los mismos factores que determinan la rentabilidad de la cartera de mercado. CHANCE y LANE (1980) sugieren que una forma de tratar este problema es ortogonalizar una de las series, realizando la regresión de una sobre la otra.

Con el objetivo de determinar la existencia de multicolinealidad en las series utilizadas, y ante la inexistencia de una dirección clara en la causalidad se han realizado ambas ortogonalizaciones. En primer lugar, se ha utilizado como variable dependiente la representativa de los tipos de interés y como variable explicativa el rendimiento del mercado. En un segundo paso, la regresión realizada ha sido la opuesta, considerando que el nivel futuro de los tipos de interés es la variable explicativa y el rendimiento de la cartera de mercado se constituye en variable a explicar.

$$R_I = a_1 + b_1 R_M + c_1 \quad [19]$$

$$R_M = a_2 + b_2 R_I + c_2 \quad [20]$$

Una vez realizadas las estimaciones de las ecuaciones anteriores se obtienen las series de residuos en cada una de ellas que por definición no están correlacionados con la variable independiente de las ecuaciones [19] y [20]. Así, a partir de la ecuación [19] se obtendrían los residuos de la variable representativa de los tipos de interés que no estarían correlacionados con el rendimiento de la cartera de mercado. Al igual y de forma inversa los residuos de la ecuación [20] no estarían correlacionados con el nivel futuro de los tipos de interés y serían representativos del rendimiento de mercado. Posteriormente, sería posible la utilización de estas series de residuos como regresores en la ecuación relativa al proceso de generación de las rentabilidades, de tal forma que las nuevas ecuaciones a contrastar, tanto en el caso del índice sectorial como para cada una de las entidades analizadas serían las siguientes:

$$R_{it} = \beta'_{0i} + \beta'_{M_i} \tilde{R}_{M_t} + \beta'_{I_i} \tilde{R}^*_{I_t} + \tilde{\varepsilon}'_{it} \quad [21]$$

$$R_{it} = \beta''_{0i} + \beta''_{M_i} \tilde{R}^*_{M_t} + \beta''_{I_i} \tilde{R}_{I_t} + \tilde{\varepsilon}''_{it} \quad [22]$$

donde  $\tilde{R}^*_{I_t}$  serían los residuos resultantes de la ecuación [19] representativos de la expectativa futura sobre los tipos de interés, igualmente  $\tilde{R}^*_{M_t}$  constituirían los residuos obtenidos a partir de la ecuación [20] y representativos de la otra variable considerada en la explicación de las

rentabilidades de los títulos. La utilización de este procedimiento, consistente en la ortogonalización de las variables utilizadas como explicativas del proceso de generación de rentabilidades, permite la eliminación del sesgo existente en la estimación y adicionalmente posibilita aislar el efecto mercado y el efecto extramercado, en este caso relativo a la fluctuación de los tipos de interés sobre la rentabilidad de los títulos analizados que se negocian en la Bolsa de Madrid.

**TABLA 12.** ESTIMACION OBTENIDA DE LA ECUACION  $R_I = a_1 + b_1 R_M + c_1$

	$a_1$	$b_1$	$R^2$	Durbin-Watson
$R_I$	0,12911* (80,818)	- 0,03592*** (- 1,810)	3,754%	0,1615

\* Parámetro significativo al 99%.

\*\*\* Parámetro significativo al 90%.

Los resultados de las ortogonalizaciones pueden contemplarse en las **tablas [11] y [12]**. En la **tabla [11]**, la ortogonalización realizada utiliza como variable dependiente la previsión en el consenso del mercado sobre los tipos de interés futuros y el rendimiento del mercado como variable independiente.

**TABLA 13.** ESTIMACION OBTENIDA DE LA ECUACION  $R_M = a_2 + b_2 R_I + c_2$

	$a_2$	$b_2$	$R^2$	Durbin-Watson
$R_M$	0,14752** (1,973)	- 1,04517*** (- 1,810)	3,754%	1,45571

\*\* Parámetro significativo al 95%.

\*\*\* Parámetro significativo al 90%.

Cuando la ortogonalización realizada es la contraria, esto es, la variable dependiente es el rendimiento del mercado y la variable independiente la expectativa futura sobre el nivel de tipos de interés los parámetros estimados se recogen en la **tabla [12]**.

Estos resultados muestran la existencia de correlación entre ambas variables si bien la significación estadística de los mismos es ligeramente inferior al 95% y el porcentaje de varianza explicada por el modelo es únicamente del 3,75%. Los valores mostrados por el contraste DURBIN-WATSON (10) en las dos ortogonalizaciones realizadas difieren debido a la existencia de un mayor grado de autocorrelación perfecta positiva para la variable rendimiento de la cartera de mercado que para la expectativa sobre el nivel futuro de los tipos de interés y que indica la existencia de autocorrelación positiva de primer orden para el rendimiento de la cartera de mercado.

A partir de las series de residuos generados en ambas regresiones, se estiman las ecuaciones [21] y [22] que son el resultado de sustituir en la ecuación [17] cada una de las variables explicativas de la rentabilidad por las series de residuos anteriores. En consecuencia, estaremos explicando la rentabilidad de las acciones bancarias en función de las dos variables iniciales con la particularidad de que se ha procedido a la ortogonalización de las mismas con la finalidad de evitar la multicolinealidad puesta de manifiesto entre ambas variables.

Los resultados no varían significativamente con respecto a la estimación inicial cuando se utilizan los residuos de la variable tipo de interés obtenidos a partir de la ecuación [19], si bien el coeficiente de volatilidad con respecto al mercado gana algo de significación estadística.

**TABLA 14.** ESTIMACION DEL MODELO DE DOS FACTORES UNA VEZ ORTOGONALIZADA LA VARIABLE NIVEL DE TIPOS DE INTERES  $R_I = a_1 + b_1 R_M + c_1$

	$\beta'_0$	$\beta'_M$	$\beta'_I$	$R^2$	Durbin-Watson
<b>Total Sector Bancario</b>	$3,95 \cdot 10^{-3}$ (0,848)	0,96760* (16,701)	-0,31561 (-0,991)	77,129%	2,3984

\* Parámetro significativo al 99%.

(10) El contraste DURBIN-WATSON varía entre cero y cuatro cuando el número de términos tiende a infinito, de tal forma que un valor igual a cero indica la existencia de autocorrelación positiva perfecta, mientras que un valor igual a cuatro significará autocorrelación negativa perfecta, no existiendo autocorrelación de primer orden cuando el valor adoptado por el mismo sea dos.

La **tabla [15]** recoge los resultados de la estimación del modelo una vez realizada la ortogonalización correspondiente a la ecuación [20] y que consistía en utilizar la rentabilidad del mercado como variable dependiente y la expectativa futura sobre el nivel de tipos de interés como variable explicativa. El riesgo de mercado presenta valores que no son significativamente distintos de los obtenidos originalmente, esto es, presenta un valor ligeramente inferior a uno, indicativo de un riesgo similar al que tiene la cartera de mercado considerada globalmente. Sin embargo, en este caso, el parámetro relativo a la variable nivel futuro de los tipos de interés experimenta el cambio más destacable pasando a ser estadísticamente significativa y de signo negativo, que significaría un incremento en este caso del valor conjunto de las entidades bancarias que conforman el índice sectorial bancario cuando la variación producida en la expectativa sobre el nivel futuro de los tipos de interés consistiese en una disminución de la misma.

**TABLA 15.** ESTIMACION DEL MODELO DE DOS FACTORES UNA VEZ ORTOGONALIZADA LA VARIABLE RENTABILIDAD DEL MERCADO  $R_M = a_2 + b_2 R_I + c_2$

	$\beta''_0$	$\beta''_M$	$\beta''_I$	$R^2$	Durbin-Watson
<b>Total Sector Bancario</b>	0,18577* (4,591)	0,95627* (16,192)	- 1,31507* (- 4,208)	77,129%	2,3984

\* Parámetro significativo al 99%.

En esta situación, la variación producida en el nivel de los tipos de interés se reflejaría no sólo en los rendimientos del activo y en los costes del pasivo sino también en los valores de los mismos de tal forma que afectaría al valor de mercado de la entidad. El efecto de una variación al alza del nivel futuro esperado de los tipos de interés sería contrario, implicando un descenso en el valor del patrimonio neto de la entidad.

Al igual que cuando el objetivo del análisis consistía en explicar la rentabilidad proporcionada por el índice sectorial, consideramos de interés la realización de las dos ortogonalizaciones propuestas para el conjunto muestral de entidades bancarias consideradas. Los re-

sultados obtenidos se recogen en las **tablas [16] y [17]**. En la primera de ellas se constata que cuando la ortogonalización realizada consiste en considerar la variable nivel futuro de tipos de interés como variable dependiente, utilizando los residuos obtenidos como nueva variable representativa de los tipos de interés (**tabla [16]**), los resultados no varían de forma importante de los iniciales, de forma similar a lo que ocurría cuando la ortogonalización realizada era la misma y la variable a explicar era el rendimiento ofrecido por el índice sectorial.

Sin embargo, si la ortogonalización supone utilizar el rendimiento del mercado como variable dependiente y la expectativa sobre el nivel futuro de tipos de interés como variable independiente, realizando posteriormente la regresión de la rentabilidad de las acciones bancarias sobre la variable inicial de tipos y sobre los residuos generados en la ortogonalización realizada, en este caso el análisis muestra considerables variaciones, con respecto a los resultados obtenidos inicialmente, centradas, fundamentalmente, en la significación del parámetro asociado al nivel futuro de los tipos de interés (**tabla [17]**). Esto es debido a que los residuos generados en esta ortogonalización representan el rendimiento de la cartera de mercado, una vez liberada de la influencia que sobre ella tienen los tipos de interés. En la estimación de la ecuación [18] en el riesgo de mercado estaba incluido parte del riesgo de interés de las entidades bancarias, consiguiendo mediante la ortogonalización eliminar las relaciones simultáneas existentes entre las dos variables explicativas consideradas, aislando las influencias de los factores macroeconómicos representados por la cartera de mercado y las influencias de la fluctuación de los tipos de interés sobre la rentabilidad de las acciones de las instituciones bancarias.

Puede apreciarse cómo si bien el contraste de la rentabilidad del índice sectorial refleja la existencia de un riesgo de interés en las entidades que conforman tal índice, al comprobar el mismo en el conjunto de entidades analizadas la conclusión no es única. Hay una serie de instituciones bancarias sensibles al riesgo de interés que presentan un parámetro asociado a la variable representativa del mismo con signo negativo, implicando que un incremento en el nivel de tipos de interés significará un descenso de la rentabilidad de las acciones bancarias. Así, en entidades como Bankinter, Banco de Castilla, BBV y Banco de Fomento el coeficiente asociado al riesgo de interés es estadísticamente significativo y presenta un valor elevado, especialmente en el caso del Bankinter.

Existen otro grupo de entidades que no tienen un elevado riesgo de interés, el Banco Guipuzcoano, Banco Herrero, Banco Popular o Banco Santander son ejemplos de entidades que tienen un coeficiente de sensibilidad de sus acciones ante variaciones en los tipos de interés estadísticamente significativo e inferior en valor al resto de entidades bancarias.

**TABLA 16.** ESTIMACION DEL MODELO DE DOS FACTORES EXPLICATIVO DE LA RENTABILIDAD DE LAS ENTIDADES BANCARIAS (1986-1993). ORTOGONALIZACION  $R_I = a_1 + b_1 R_M + c_1$

Banco	$\beta'_0$	$\beta'_M$	$\beta'_I$	$R^2$	Durbin-Watson
Andalucía	0,01268 (1,729)	0,89999* (9,880)	0,32013 (0,639)	54,151%	2,26568
BBV	$1,8 \cdot 10^{-3}$ (0,176)	1,11447* (8,703)	-0,94429 (-1,341)	48,299%	2,33554
Castilla	0,0204** (2,494)	0,67436* (6,637)	-1,49048* (-2,668)	38,137%	2,01727
Central-Hispano	$4,33 \cdot 10^{-3}$ (0,529)	0,71890* (7,059)	-0,19851 (-0,354)	37,571%	2,35715
Crédito Balear	0,01193 (0,707)	1,06276* (5,069)	-0,58004 (-0,503)	23,819%	2,46732
BANESTO	$7,7 \cdot 10^{-3}$ (0,550)	1,23314* (7,06)	2,12669** (2,214)	39,747%	2,07116
BEX	0,01312 (1,447)	0,71167* (6,315)	0,42777 (0,690)	32,715%	2,25366
Fomento	$8,5 \cdot 10^{-3}$ (0,662)	1,1220* (6,962)	-0,66966 (-0,756)	37,142%	2,68871
Galicia	0,015 (1,848)	0,67969* (6,742)	-0,88455 (-1,596)	36,641%	2,63191
Guipuzcoano	0,01066 (1,368)	0,76996* (7,954)	-0,36398 (-0,684)	43,432%	2,14838
Herrero	$-3,38 \cdot 10^{-3}$ (-0,457)	0,71677* (7,786)	-0,53489 (-1,057)	42,654%	2,41434



Banco	$\beta'_0$	$\beta'_M$	$\beta'_I$	$R^2$	Durbin-Watson
Bankinter	$8,9 \cdot 10^{-3}$ (0,741)	1,19227* (7,987)	- 2,18084* (- 2,657)	46,054%	1,99038
Pastor	$2,13 \cdot 10^{-3}$ (0,188)	0,90335* (6,386)	0,19905 (0,256)	32,981%	2,72072
Popular	0,01574** (2,269)	1,02779* (11,924)	- 0,38509 (- 0,812)	63,247%	2,33545
Santander	$6,32 \cdot 10^{-3}$ (0,854)	0,8789* (9,560)	- 0,45055 (- 0,891)	52,624%	2,31290
Valencia	0,01035 (0,645)	1,17628* (5,897)	- 0,57824 (- 0,527)	29,691%	2,04010
Vasconia	0,01316 (0,955)	1,10640* (6,461)	- 0,08192 (- 0,087)	33,468%	2,29362
Zaragozano	$2,46 \cdot 10^{-3}$ (0,211)	1,03881* (7,154)	- 0,43923 (- 0,550)	38,284%	2,40689

\* Parámetro significativo al 99%.

\*\* Parámetro significativo al 95%.

**TABLA 17.** ESTIMACION DEL MODELO DE DOS FACTORES EXPLICATIVO DE LA RENTABILIDAD DE LAS ENTIDADES BANCARIAS (1986-1993). ORTOGONALIZACION  $R_M = a_2 + b_2 R_1 + c_2$

Banco	$\beta''_0$	$\beta''_M$	$\beta''_I$	$R^2$	Durbin-Watson
Andalucía	0,10581 (1,663)	0,91149* (9,817)	- 0,63254 (- 1,287)	54,151%	2,26568

Banco	$\beta''_0$	$\beta''_M$	$\beta''_I$	R <sup>2</sup>	Durbin-Watson
BBV	0,28314* (3,166)	1,08055* (8,278)	- 2,07365* (- 3,002)	48,299%	2,33554
Castilla	0,30442* (4,290)	0,62074* (5,992)	- 2,13935* (- 3,903)	38,137%	2,01727
Central-Hispano	0,13497 (1,897)	0,71177* (6,856)	- 0,94243 (- 1,715)	37,571%	2,35715
Crédito Balear	0,24052 (1,643)	1,04193* (4,876)	- 1,66903 (- 1,476)	23,819%	2,46732
BANESTO	- 0,07367 (- 0,604)	1,30953* (7,356)	0,75801 (0,805)	39,747%	2,07116
BEX	0,06515 (0,828)	0,72704* (6,329)	- 0,33211 (- 0,546)	32,715%	2,25366
Fomento	0,25703** (2,283)	1,09803* (6,684)	- 1,81729** (- 2,090)	37,142%	2,68871
Galicia	0,22478* (3,192)	0,64792* (6,305)	- 1,56174* (- 2,872)	36,641%	2,63191
Guipuzcoano	0,16931** (2,504)	0,75689* (7,67)	- 1,15506** (- 2,212)	43,432%	2,14838
Herrero	0,16858* (2,622)	0,69756* (7,434)	- 1,26396** (- 2,545)	42,654%	2,41434
Bankinter	0,4548* (4,362)	1,11393* (7,321)	- 3,34509* (- 4,154)	46,054%	1,99038
Pastor	0,11076 (1,121)	0,91050* (6,314)	0,75257 (- 0,986)	32,981%	2,72072

Banco	$\beta''_0$	$\beta''_M$	$\beta''_I$	R <sup>2</sup>	Durbin-Watson
Popular	0,21504* (3,572)	1,01396* (11,54)	- 1,44485* (- 3,107)	63,247%	2,33545
Santander	0,19176* (2,987)	0,86271* (9,206)	- 1,35223* (- 2,727)	52,624%	2,31290
Valencia	0,25547 (1,834)	1,15551* (5,683)	- 1,78595 (- 1,66)	29,691%	2,04010
Vasconia	0,18652 (1,56)	1,10346* (6,322)	- 1,23522 (- 1,337)	33,468%	2,29362
Zaragozano	0,21009 (2,072)	1,02304* (6,912)	- 1,50847 (- 1,926)	38,284%	2,40689

\* Parámetro significativo al 99%.

\*\* Parámetro significativo al 95%.

De igual forma otro grupo de entidades se encuentran perfectamente cubiertas ante el riesgo de fluctuación de los tipos de interés cuando éste es medido como la expectativa futura sobre el nivel de tipos de interés y la variación del nivel de los tipos de interés no resulta una variable estadísticamente significativa en la explicación del rendimiento de las acciones y por tanto del patrimonio neto de ese conjunto de entidades bancarias.

En aquellas entidades en que el parámetro asociado al riesgo de interés se muestra estadísticamente significativo su signo es siempre negativo, al igual que ocurría cuando el contraste se realizaba sobre el índice sectorial bancario. Este signo negativo significaría que un incremento de los tipos de interés daría lugar a una reducción de la rentabilidad de las entidades bancarias debido a un incremento del valor de mercado de los fondos propios, tal movimiento es idéntico al definido cuando la entidad presentaba un gap de recursos propios positivo. En esta situación una variación en el nivel de tipos de interés originaría una variación de sentido contrario del patrimonio neto de la entidad.

Por lo que respecta al parámetro asociado al rendimiento de la cartera de mercado las conclusiones son similares a las obtenidas en la estimación de la ecuación [18]. Se puede destacar la existencia de un determinado número de entidades que presentan una volatilidad en su precio superior a la del mercado, como Banco Español de Crédito, Banco de Valencia, Bankinter, Banco de Vasconia, Banco de Fomento, BBV y Banco de Crédito Balear, que les hace tener un riesgo de mercado superior a la unidad. Por contra, existen otras entidades como pueden ser el Banco de Castilla, Banco de Galicia, Banco Herrero, Banco Central-Hispano, BEX, Banco Guipuzcoano entre otros que presentan una menor volatilidad que el rendimiento de la cartera de mercado.

A consecuencia de los resultados obtenidos en esta segunda ortogonalización se puede concluir la existencia de multicolinealidad entre las dos variables explicativas de la rentabilidad de las acciones de las entidades bancarias españolas en el período 1986-1993, a saber el rendimiento del mercado representado por el índice de la Bolsa de Madrid y el nivel de tipos de interés medido como el tipo implícito a tres meses con vencimiento dentro de tres meses en el mercado interbancario de depósitos. Esto significa, que los cambios en el nivel de tipos de interés influyen sobre la rentabilidad del índice general de mercado. En el contraste inicial, cuando las variables explicativas no estaban ortogonalizadas, el riesgo de interés no era una variable significativa en la explicación de la rentabilidad del índice sectorial y de la mayoría de las entidades bancarias, debido a que ese riesgo de interés estaba incluido en el riesgo de mercado. En definitiva, con la ortogonalización de las dos variables explicativas hemos aislado los efectos de riesgo de mercado y de riesgo de interés sobre la rentabilidad de las acciones bancarias.

**TABLA 18.** ENTIDADES SENSIBLES AL RIESGO DE INTERES

	$\beta_I$	t
Bankinter	- 3,345	- 4,154
Banco de Castilla	- 2,139	- 3,903
Banco Popular Español	- 1,445	- 3,107
BBV	- 2,074	- 3,002
Banco de Galicia	- 1,562	- 2,872
Banco Santander	- 1,352	- 2,727
Banco Herrero	- 1,264	- 2,545
Banco Guipuzcoano	- 1,155	- 2,212
Banco de Fomento	- 1,817	- 2,090
Banco Zaragozano	- 1,508	- 1,926

Por otra parte se pone de manifiesto la existencia de un riesgo de mercado estadísticamente significativo tanto en las entidades bancarias analizadas como en el índice sectorial bancario. Asimismo, el índice sectorial y la mayoría de las entidades bancarias consideradas presentan un parámetro asociado a la expectativa futura sobre el nivel de tipos de interés negativo y estadísticamente significativo, lo que indicaría que una disminución en el nivel futuro de los tipos de interés supondría un incremento del valor de mercado de los fondos propios de las entidades, relación igual a la expresada para aquellas instituciones con un gap de recursos propios positivo.

### **1. El tamaño de las entidades bancarias como determinante de su riesgo.**

Un hecho destacable puesto de manifiesto cuando se estima la ecuación generadora de rentabilidad de los títulos es la existencia de considerables variaciones entre las distintas entidades bancarias por lo que hace referencia a los parámetros estimados. Esta inexistencia de una respuesta única en cuanto a las variables explicativas de la rentabilidad de las acciones sugiere que ésta puede reaccionar de muy diferentes formas a los cambios en su entorno económico y de regulación.

Con el objetivo de analizar este hecho hemos definido una variable a partir de la cual sea posible clasificar las entidades bancarias en grupos, de tal forma que la rentabilidad de una entidad responda de manera similar a la de otra de la misma categoría y no igual a la rentabilidad de las acciones de una institución que pertenezca a otro grupo. En esta investigación utilizamos como criterio diferenciador en la muestra el tamaño de las entidades bancarias, con el objetivo de analizar la existencia de diferencias entre las entidades en razón a su tamaño.

Es razonable asumir que las acciones de bancos de diferentes tamaños pueden tener diferentes sensibilidades a los factores de riesgo sistemático. Así, por ejemplo, los grandes bancos pueden mostrar mayores oportunidades para la diversificación de activos, de tal forma que podrían exhibir una menor variabilidad relativa con respecto al mercado que los bancos de menor tamaño cuyas oportunidades de inversión pueden estar más limitadas y en consecuencia la rentabilidad de las acciones de ambos tipos de bancos presentarían diferentes coeficientes de sensibilidad respecto a los factores de riesgo sistemático. De forma similar, un banco de gran tamaño podría aprovecharse de posibles economías de escala en la cobertura del riesgo de interés que los pequeños bancos no podrían realizar. Estas diferencias se manifestarían, en su caso, mediante diferentes valores de  $\beta_M$  y  $\beta_I$  que indicarían diferentes sensibilidades en sus rentabilidades para los factores de riesgo sistemático.

Con esta finalidad y en función del tamaño de las entidades bancarias, se desagrega la muestra de 18 instituciones en tres grupos de acuerdo con el total de activo según balance a 31 de diciembre 1992. A partir de esta división se realizan para cada categoría las regresiones de

las rentabilidades de las acciones de las entidades que pertenecen a cada grupo igualmente ponderadas y según su capitalización con respecto al rendimiento de la cartera de mercado y a la expectativa sobre el nivel futuro de los tipos de interés.

El tamaño de las entidades se recoge mediante el total del activo y el total del activo comprometido en actividades financieras de cada una de las entidades a finales del ejercicio 1992 (**tabla [19]**). A partir de los datos referentes al total de activo de cada una de las entidades es posible establecer una clasificación de las mismas en tres grupos, denominando a los mismos bancos pequeños, medianos y grandes, respectivamente, según el volumen de sus activos fuese inferior a 900.000 miles de millones, estuviese entre esa cifra y los 2.000.000 miles de millones o fuese superior a esta última.

Las entidades incluidas en cada una de las categorías reseñadas se muestran en la **tabla [20]**, dentro del grupo de bancos pequeños se encuentra la mayoría de las 18 entidades bancarias cuyas rentabilidades se analizan, concretamente 10, en el tamaño intermedio únicamente se sitúan 3 entidades y por último en la categoría correspondiente a un mayor volumen de activo se distinguen 5 entidades, siendo el volumen de activo medio de cada una de las categorías el reflejado en la **tabla [21]**.

**TABLA 19.** CLASIFICACION DE LAS ENTIDADES BANCARIAS EN FUNCION DEL TOTAL DE ACTIVO SEGUN BALANCE A 31-12-1992 (MILES DE MILLONES)

Entidad bancaria	Total activo	Total activo (excluido inmovilizado)
Banco de Andalucía	337.511	329.060
Banco Bilbao-Vizcaya	7.529.488	7.312.931
Banco de Castilla	251.668	248.272
Banco Central-Hispano	8.294.888	7.980.865
Banco de Crédito Balear	87.871	84.970
Banco Español de Crédito	4.911.846	4.765.358
Banco Exterior de España	3.537.532	3.416.665
Banco de Fomento	312.200	301.645
Banco de Galicia	182.576	179.607

Entidad bancaria	Total activo	Total activo (excluido inmovilizado)
Banco Guipuzcoano	370.883	356.902
Banco Herrero	322.138	314.361
Bankinter	1.226.705	1.211.034
Banco Pastor	968.798	951.409
Banco Popular Español	1.671.450	1.635.467
Banco Santander	5.271.271	5.211.025
Banco de Valencia	284.676	281.060
Banco de Vasconia	124.735	121.761
Banco Zaragozano	543.088	521.363

Una vez realizada la división del conjunto muestral de entidades bancarias en los tres grupos considerados se calcula la rentabilidad de las acciones de las entidades pertenecientes a cada una de las categorías, utilizando para ello un doble criterio. En primer lugar se halla el rendimiento para los bancos pequeños, medianos y grandes ponderando por igual cada una de las entidades que conforman el grupo. En segundo lugar se pondera cada institución bancaria en función de la capitalización de la misma con respecto a la capitalización total del grupo a 31 de diciembre de 1992.

**TABLA 20.** CLASIFICACION EN GRUPOS DE LAS ENTIDADES BANCARIAS SEGUN TOTAL DE ACTIVO A 31-12-1992

Pequeños	Medianos	Grandes
Banco de Andalucía	Bankinter	BBV
Banco de Castilla	Banco Pastor	Banco Central-Hispano
Banco de Crédito Balear	Banco Popular Español	Banco Español de Crédito
Banco de Fomento		Banco Exterior de España

Pequeños	Medianos	Grandes
Banco de Galicia		Banco Santander
Banco Guipuzcoano		
Banco Herrero		
Banco de Valencia		
Banco de Vasconia		
Banco Zaragozano		

En función del primero de los criterios señalados, las ponderaciones aplicables a todas las entidades de cada categoría serán independientes de su volumen de capitalización y, por lo tanto, serán iguales para cada institución que pertenezca al mismo tipo de entidades en función del volumen de activo. Tomando en consideración el segundo de los criterios, cada entidad bancaria contribuiría a la rentabilidad del grupo al que pertenece en función del peso que represente su capitalización con respecto a la capitalización global del grupo.

De esta forma se obtendrán dos series de rentabilidades para cada categoría, la primera de ellas resultante de multiplicar la rentabilidad de cada entidad perteneciente al mismo por una ponderación igual para todas ellas, que será únicamente función del número de entidades que conforman cada categoría. La segunda serie de rentabilidades se calculará como una media aritmética ponderada de las rentabilidades de cada entidad, siendo las ponderaciones el peso que la capitalización de la misma tiene a 31 de diciembre de 1992 sobre la capitalización total de grupo en esa misma fecha.

**TABLA 21.** ACTIVO MEDIO DE CADA UNA DE LAS CATEGORIAS A 31-12-1992

Categorías	Activo medio	Activo medio (excluido inmovilizado)
Pequeños	281.735	273.900
Medianos	1.288.984	1.265.970
Grandes	5.909.005	5.737.369



De esta forma, una vez construidas las dos series de rentabilidades para cada una de las categorías en que se agrupan las entidades bancarias analizadas son utilizadas como variables dependientes, considerado el rendimiento de la cartera de mercado y el nivel de tipos de interés esperado en el futuro como variables explicativas de acuerdo con la siguiente ecuación especificadora del proceso de generación de rentabilidades:

$$R_{Git} = \beta_{0G} + \beta_{MGi} \tilde{R}_{Mt} + \beta_{IGi} \tilde{R}_{It} + \tilde{\varepsilon}_{Git} \quad [23]$$

siendo  $R_{Git}$  la rentabilidad mensual de cada uno de los tres grupos explicada por la rentabilidad de la cartera de mercado ( $\tilde{R}_{Mt}$ ) y por la expectativa futura sobre el nivel de tipos de interés ( $\tilde{R}_{It}$ ). Los parámetros resultantes de la estimación  $\beta_{MGi}$  y  $\beta_{IGi}$  serían los coeficientes de sensibilidad de cada grupo asociados a cada uno de los factores explicativos de la rentabilidad. El análisis se desarrolla utilizando datos mensuales desde enero de 1986 hasta marzo de 1993, por lo que se dispone de 87 datos para cada grupo o carteras de las entidades bancarias en función de su volumen de activo a 31 de diciembre de 1992.

La existencia de diferencias en los valores adoptados por los parámetros estimados, en su caso, nos permitirá apoyar el hecho de que según el tamaño de las entidades bancarias puedan éstas mostrar diferentes sensibilidades a los factores de riesgo sistemático, de tal forma que en función de la dimensión de las instituciones consideradas, medida a partir del volumen de activo de las mismas, los factores sistemáticos podrían presentar diferente influencia sobre la rentabilidad de las entidades. Además, los resultados obtenidos posibilitan la realización de comparaciones entre cada una de las categorías en que se clasifican las entidades bancarias y según el criterio seguido en la conformación de las rentabilidades de cada categoría, esto es, igual ponderación para la rentabilidad de cada entidad o bien ponderación en función de la capitalización de cada entidad con respecto a la del grupo.

**TABLA 22.** ESTIMACION DE LOS FACTORES EXPLICATIVOS DE LA RENTABILIDAD DE CADA GRUPO (IGUAL PONDERACION)

	$\beta_0$	$\beta_M$	$\beta_I$	$R^2$	Durbin-Watson
Pequeños	0,07865 (1,204)	0,90566* (9,716)	-0,53029 (-1,055)	55,463%	2,31783

	$\beta_0$	$\beta_M$	$\beta_I$	$R^2$	Durbin-Watson
Medianos	0,11079 (1,836)	1,01280* (11,762)	- 0,78896 (- 1,699)	65,096%	2,41018
Grandes	- 0,01815 (- 0,375)	0,93832* (13,589)	0,19222 (0,516)	69,519%	2,29324

\* Parámetro significativo al 99%.

Las estimaciones de la ecuación [23] para cada una de las categorías analizadas cuando el criterio para el cálculo de las rentabilidades de los grupos es independiente del volumen de capitalización e igual para todos se recogen en la **tabla [22]**. El porcentaje de la varianza de la rentabilidad de las carteras explicado por las variables independientes consideradas es función creciente del tamaño de las entidades cuando éste es medido en relación al volumen de activo de la entidad a finales del ejercicio 1992. La estimación realizada sobre el grupo de bancos pequeños presenta un coeficiente de determinación del 55,4%, este porcentaje pasa a ser del 65% cuando nos referimos a las entidades de tamaño intermedio, mientras que en la estimación para la categoría de bancos grandes el rendimiento de la cartera de mercado y la expectativa futura sobre el nivel de tipos de interés explican un 69,5% de la varianza de la rentabilidad del grupo. Esto es debido a la mayor importancia que los bancos grandes tienen en la conformación del índice general de la Bolsa de Madrid, lo que hace que cuando se pretenda explicar la rentabilidad de las acciones de los grandes bancos con relación al rendimiento de mercado el parámetro  $t$  sea más significativo que si se trata de entidades de menor tamaño.

La existencia de diferencias intergrupo se manifiestan principalmente en el coeficiente de sensibilidad mostrado por cada uno de los grupos ante el rendimiento de la cartera de mercado que adquiere un valor estadísticamente significativo en cada uno de los grupos.

El comportamiento más próximo al mercado representado por el índice general de la Bolsa de Madrid lo presenta el grupo de bancos medianos con una beta de mercado cercana a uno. Por su parte los bancos pequeños presentan el menor coeficiente de sensibilidad con respecto a la rentabilidad de la cartera de mercado, mientras que el grupo que engloba a los cinco grandes bancos por volumen de activo a finales de diciembre de 1992 tiene un coeficiente  $\beta_M$  de 0,938, intermedio a los dos anteriores. El coeficiente de sensibilidad asociado al rendimiento de mercado en cada uno de los grupos considerados es estadísticamente significativo, además el estadístico  $t$  toma un valor creciente en función del volumen de activo de las

entidades, mostrando, por tanto, su valor inferior, 9,71, para el grupo de bancos pequeños, un valor de 11,76 para los bancos intermedios y alcanzando el valor máximo para las grandes entidades, 13,589.

Por lo que respecta a la otra variable explicativa considerada, como es el nivel futuro esperado de los tipos de interés, la influencia de una variación dada en los tipos de interés es mayor en el caso de las entidades bancarias de mediano tamaño, Banco Popular Español, Bankinter y Banco Pastor, si bien no es posible extraer conclusiones fiables debido a que en ninguno de los tres casos la variable alcanza un valor estadísticamente significativo al 95% de confianza.

Las conclusiones obtenidas de las estimaciones de la ecuación [23] son similares cuando la rentabilidad de cada uno de los grupos es una media aritmética ponderada de las rentabilidades de cada una de las entidades pertenecientes al grupo, siendo las ponderaciones el peso que la capitalización de las mismas representa con respecto a la capitalización total del grupo.

**TABLA 23.** ESTIMACION DE LOS FACTORES EXPLICATIVOS DE LA RENTABILIDAD DE CADA GRUPO (PONDERACION SEGUN SU CAPITALIZACION)

	$\beta_0$	$\beta_M$	$\beta_I$	$R^2$	Durbin-Watson
Pequeños	0,07154 (1,232)	0,88794* (10,718)	- 0,47544 (- 1,064)	60,120%	2,33629
Medianos	0,11177 (1,943)	1,02929* (12,542)	- 0,76506 (- 1,728)	67,863%	2,16072
Grandes	0,02009 (0,422)	0,90102* (13,254)	- 0,10835 (- 0,295)	68,936%	2,27795

\* Parámetro significativo al 99%.

Por lo que respecta a las diferencias intergrupos, el porcentaje de varianza de la variable dependiente explicado por el modelo crece con el volumen de activo medio de los grupos. El rendimiento de la cartera de mercado es una variable explicativa del proceso de generación de rentabilidades estadísticamente significativa para las tres categorías en que se han agrupado las instituciones financieras analizadas.

El grupo de bancos medianos presentan, al igual que anteriormente, el coeficiente de sensibilidad más próximo a la unidad representando un riesgo muy similar al del total del mercado. Mientras que la categoría con menor volumen de activo es la que muestra un menor valor del coeficiente de sensibilidad indicativo de un menor riesgo de mercado de las acciones de las pequeñas entidades. Por su parte, la expectativa futura sobre el nivel de tipos de interés en el mercado interbancario de depósitos no se muestra como estadísticamente significativa a un nivel del 95% para ninguna de las tres categorías.

Las diferencias existentes, a la luz de los resultados obtenidos, entre el cálculo de las rentabilidades de los grupos de forma independiente o no de los volúmenes de capitalización de las entidades no son relevantes, de tal forma que aunque existe cierta variación en los valores según el criterio considerado no presentan cambios significativos que implicasen un comportamiento diferencial de alguno de los grupos en función del criterio seleccionado, si bien el porcentaje explicado del rendimiento de cada grupo por las dos variables independientes consideradas es mayor cuando la ponderación es función de la capitalización excepto en el caso de las entidades bancarias de gran volumen de activo.

El hecho de que la variable representativa del valor esperado del nivel de tipos de interés vigentes en el futuro no presente un valor estadísticamente significativo puede deberse a dos situaciones. La primera de ellas sería que la fluctuación de los tipos de interés según la medida utilizada no afecta a la rentabilidad del índice de los grupos. En segundo lugar puede ser ocasionada por la existencia de multicolinealidad en las variables explicativas de la rentabilidad.

Las relaciones simultáneas existentes entre el rendimiento de la cartera de mercado y la variable de tipos de interés puestas de manifiesto cuando pretendíamos explicar en función de esas variables los rendimientos de las acciones bancarias eran eliminadas mediante la ortogonalización de las variables explicativas, que consistía en la realización de regresiones alternativas de una variable sobre la otra de acuerdo con las ecuaciones [19] y [20]. Las series de residuos obtenidas en cada una de las regresiones eran utilizadas como representativas de la variable utilizada como dependiente y que por definición no estarían correlacionados con la variable explicativa en cada caso. En consecuencia, las ecuaciones a estimar para cada una de las categorías serán:

$$R_{Git} = \beta'_{0G} + \beta'_{MGi} \tilde{R}_{Mt} + \beta'_{IGi} \tilde{R}^*_{It} + \tilde{\varepsilon}'_{Git} \quad [24]$$

$$R_{Git} = \beta''_{0G} + \beta''_{MGi} \tilde{R}^*_{Mt} + \beta''_{IGi} \tilde{R}_{It} + \tilde{\varepsilon}''_{Git} \quad [25]$$

donde  $\tilde{R}_{It}^*$  y  $\tilde{R}_{Mt}^*$  representan los residuos de las variables correspondientes obtenidos en las ortogonalizaciones y  $R_{Git}$  será la rentabilidad de cada uno de los grupos calculada en función de los dos criterios señalados anteriormente. Las estimaciones resultantes de las ecuaciones [24] y [25] se muestran en las tablas [24], [25], [26] y [27] según cuál haya sido el criterio seleccionado para el cálculo de la rentabilidad de cada grupo bancario en función del volumen de activo.

**TABLA 24.** ESTIMACION DE LOS FACTORES EXPLICATIVOS DE LA RENTABILIDAD DE CADA GRUPO (IGUAL PONDERACION). ORTOGONALIZACION:  $R_I = a_1 + b_1 R_M + c_1$

	$\beta'_0$	$\beta'_M$	$\beta'_I$	$R^2$	Durbin-Watson
Pequeños	0,01019 (1,383)	0,92471* (10,112)	-0,53029 (-1,055)	55,463%	2,31783
Medianos	$8,93 \cdot 10^{-3}$ (1,836)	1,04113* (12,325)	-0,78896 (-1,699)	65,096%	2,41018
Grandes	$6,66 \cdot 10^{-3}$ (1,122)	0,93142* (13,749)	0,19222 (0,516)	69,519%	2,29324

\* Parámetro significativo al 99%.

De forma similar a lo ocurrido cuando la variable a explicar eran las rentabilidades de las acciones de las entidades si la ortogonalización realizada consiste en explicar el nivel futuro de los tipos de interés en el mercado interbancario a partir de la rentabilidad del índice general de la Bolsa de Madrid, los resultados de la estimación no ofrecen grandes diferencias con respecto a los obtenidos inicialmente.

Independientemente del criterio seguido en la conformación de las rentabilidades de los grupos, únicamente la rentabilidad de la cartera de mercado resulta estadísticamente significativa -el valor del estadístico  $t$  alcanza un valor superior al mostrado cuando se consideraban las variables sin ortogonalizar- mientras que la expectativa sobre los tipos de interés sigue sin ser significativa para ninguna de las categorías consideradas. Asimismo, el porcentaje de la varianza de la rentabilidad de cada grupo explicado por el modelo sigue siendo una función cre-

ciente del volumen medio de activos de las entidades, de igual forma el modelo explica un porcentaje superior cuando el criterio utilizado para la construcción del índice de cada grupo es función de la capitalización de las entidades salvo en la categoría que engloba a las cinco mayores entidades según la magnitud de su activo.

**TABLA 25.** ESTIMACION DE LOS FACTORES EXPLICATIVOS DE LA RENTABILIDAD DE CADA GRUPO (PONDERACION SEGUN SU CAPITALIZACION). ORTOGONALIZACION:  $R_I = a_1 + b_1 R_M + c_1$

	$\beta'_0$	$\beta'_M$	$\beta'_I$	$R^2$	Durbin-Watson
Pequeños	0,01015 (1,552)	0,90501* (11,135)	-0,47544 (-1,064)	60,120%	2,33629
Medianos	0,013 (2,005)	1,05677* (13,126)	-0,76506 (-1,728)	67,863%	2,16072
Grandes	6,1 10 <sub>-3</sub> (1,136)	0,90491* (13,569)	-0,10835 (-0,295)	68,936%	2,27795

\* Parámetro significativo al 99%.

Las estimaciones recogidas en las **tablas [24] y [25]** muestran los resultados del contraste de la ecuación [24] que significa utilizar como variable representativa del rendimiento de la cartera de mercado los residuos obtenidos de la ortogonalización de la ecuación [19] consistente en explicar la rentabilidad del índice general de la Bolsa de Madrid a partir de la expectativa sobre la evolución futura de los tipos de interés. En este caso, cuando la ortogonalización realizada de las variables explicativas es la inversa las diferencias son sustanciales, fundamentalmente centradas en la significación estadística adquirida por la variable representativa del riesgo de fluctuación de los tipos de interés.

Los resultados obtenidos de la ortogonalización de las variables rendimiento de la cartera de mercado y nivel futuro esperado de los tipos de interés mostrados en las **tablas [26] y [27]** según el criterio utilizado en la construcción de la rentabilidad de cada categoría ponen de manifiesto la existencia de relaciones simultáneas entre ambas variables que supone que en el contraste inicial en cada uno de los grupos, el parámetro asociado a  $R_I$  se muestre como no significativo debido a que una gran parte de la influencia del nivel de tipos de interés está incluida en la otra variable explicativa, esto es, el rendimiento de la cartera de mercado.

Una vez aislados los efectos riesgo de mercado y riesgo de fluctuación de tipos de interés mediante la ortogonalización de las mismas, ambas variables están no correlacionadas como por definición supone la Teoría de Valoración por Arbitraje y son estadísticamente significativas para cada una de las categorías en que se han clasificado las entidades bancarias a partir del total del activo de las mismas a finales del ejercicio 1992. Todos los parámetros estimados en el modelo, independientemente del criterio con que se ha formado la rentabilidad de cada grupo, son estadísticamente significativos a un nivel de confianza superior al 95% para cada categoría.

La comparación intercriterios no ofrece datos relevantes, salvo una mayor significación de las variables cuando la rentabilidad de cada grupo se ha obtenido a partir de la ponderación de la rentabilidad de las entidades según su volumen de capitalización, con respecto al caso en que se ha utilizado una ponderación igual para cada institución de cada uno de los grupos. Asimismo, el coeficiente de determinación indicativo del porcentaje explicado por el modelo de la varianza de la variable dependiente resulta mayor cuando la ponderación es función de la capitalización excepto para las grandes entidades en cuanto a su volumen de activo.

**TABLA 26.** ESTIMACION DE LOS FACTORES EXPLICATIVOS DE LA RENTABILIDAD DE CADA GRUPO (IGUAL PONDERACION). ORTOGONALIZACION:  $R_M = a_2 + b_2 R_I + c_2$

	$\beta''_0$	$\beta''_M$	$\beta''_I$	$R^2$	Durbin-Watson
Pequeños	0,21225* (3,323)	0,90566* (9,716)	- 1,47686* (- 2,994)	55,463%	2,31783
Medianos	0,26020* (4,410)	1,01280* (11,762)	- 1,84750* (- 4,054)	65,096%	2,41018
Grandes	0,12027** (2,542)	0,93832* (13,589)	- 0,78848** (- 2,158)	69,519%	2,29324

\* Parámetro significativo al 99%.

\*\* Parámetro significativo al 95%.

Las diferencias más interesantes se establecen intergrupos, en función de los valores adoptados por los coeficientes de sensibilidad asociados a las variables especificadoras del proceso de generación de rentabilidades ( $\beta''_{MGi}$  y  $\beta''_{IGi}$ ). El coeficiente de sensibilidad de la

rentabilidad de cada grupo ante cambios en el rendimiento de la cartera de mercado representada por el índice general de la Bolsa de Madrid se comporta de forma similar a lo referido en el contraste realizado utilizando las variables originales. Así, el grupo de bancos medianos presenta la beta de mercado más cercana a uno que les confiere un riesgo de mercado similar al del mercado, o lo que es lo mismo, la volatilidad del precio de las acciones de las entidades intermedias en cuanto al volumen de activo es similar a la variabilidad del índice del mercado bursátil. Este mayor riesgo de mercado de los bancos medianos con respecto al resto de grupos es debido a la inclusión dentro de esta categoría del Bankinter, que es la entidad de mayor riesgo de fluctuación de tipos de interés y que presenta una de las mayores betas de mercado. Mientras que contrariamente a lo esperado son los bancos de pequeño tamaño los que tienen un menor riesgo de mercado, debido a que su tamaño no les permitiría tener acceso a las mismas oportunidades de inversión que las grandes entidades. Sin embargo, en esta investigación se pone de manifiesto que estas últimas muestran un riesgo de mercado ligeramente superior al de las pequeñas entidades, si bien en ambos casos es inferior al de mercado.

Por lo que respecta a la influencia que tiene una variación en la expectativa futura de los tipos de interés del mercado interbancario de depósitos sobre las rentabilidades de las entidades bancarias en función de su volumen de activo cabe destacar comportamientos muy distintos según el grupo de entidades que se considere.

Todos los parámetros  $\beta_I$  relativos a la sensibilidad de la rentabilidad de cada grupo ante variaciones en la expectativa sobre el nivel de los tipos de interés tienen signo negativo, indicando que una variación en la expectativa futura en los tipos de interés origina una variación de signo opuesto en el valor del patrimonio neto de cada una de las carteras de entidades bancarias. Así, un incremento de la variable representativa del nivel futuro de los tipos de interés significará un descenso en la rentabilidad de las acciones bancarias, mientras que si la modificación futura esperada en los tipos de interés se corresponde con una disminución, el precio de las acciones bancarias experimentará una variación al alza.

Independientemente del método utilizado para la agregación de las entidades dentro de sus respectivos grupos, son las entidades de tamaño intermedio las que presentan un mayor riesgo de interés como así lo pone de manifiesto el hecho de que tengan una beta asociada al nivel futuro de interés de  $-1,84$  superior al valor que el coeficiente de sensibilidad ante variaciones en los tipos de interés asume cuando se analizan cualquiera de los otros grupos, consecuencia de que en los bancos medianos se encuentra el Bankinter que es la entidad con mayor riesgo de interés de las analizadas. En lo referente a los bancos pequeños y grandes, la situación observada es concordante con lo esperado siendo las entidades más grandes las que presentan un inferior riesgo de fluctuación de los tipos de interés ( $-0,788$ ) fruto del aprovechamiento de las posibles economías de escala en la cobertura del riesgo de interés que los pequeños bancos no podrían realizar, grupo que presenta una  $\beta_I$  igual a  $-1,476$ .



**TABLA 27.** ESTIMACION DE LOS FACTORES EXPLICATIVOS DE LA RENTABILIDAD DE CADA GRUPO (PONDERACION SEGUN SU CAPITALIZACION). ORTOGONALIZACION:  $R_M = a_2 + b_2 R_I + c_2$

	$\beta''_0$	$\beta''_M$	$\beta''_I$	$R^2$	Durbin-Watson
Pequeños	0,20252* (3,568)	0,88794* (10,718)	- 1,40348* (- 3,201)	60,120%	2,33629
Medianos	0,26361* (4,688)	1,02929* (12,542)	- 1,84084* (- 4,239)	67,863%	2,16072
Grandes	0,15301* (3,285)	0,90102* (13,254)	- 1,05006* (- 2,919)	68,936%	2,27795

\* Parámetro significativo al 99%.

Una diferencia a tener en cuenta entre las estimaciones para las grandes entidades según el método de agregación de las rentabilidades reside en el coeficiente de sensibilidad asociado a la expectativa futura del nivel de tipos de interés que es mayor cuando se utiliza como criterio la ponderación de las rentabilidades en función de la capitalización de las instituciones, ya que es de - 1,05 frente a - 0,788 que era el valor adoptado cuando todas las entidades tenían la misma ponderación, debido a que es el BBV la entidad que recibe más ponderación y también la que presenta mayor riesgo de interés de las cinco entidades integrantes de la categoría de grandes bancos.

En consecuencia, se puede concluir a partir de los resultados obtenidos que las entidades bancarias presentan diferentes niveles de riesgo siendo el tamaño de las mismas relevante para explicar las sensibilidades de las acciones bancarias ante las dos fuentes de riesgo sistemático consideradas en la presente investigación, a saber el rendimiento de la cartera de mercado representada por el índice general de la Bolsa de Madrid y la expectativa en el consenso del mercado sobre el nivel futuro de los tipos de interés.

## 2. Descomposición del riesgo total de las entidades bancarias españolas.

Un análisis más profundo de los componentes de riesgo sistemático definidos en la ecuación de valoración [16] puede realizarse mediante la consideración del riesgo total de cada título en términos de su riesgo de mercado, de su riesgo de fluctuación de tipo de interés y de su riesgo específico. A partir del proceso de generación de rentabilidades el riesgo total se define a partir de los siguientes componentes (11):

$$\sigma_{Ri}^2 = \beta_{Mi}^2 \sigma_{R_M}^2 + \beta_{Ii}^2 \sigma_{R_I}^2 + \sigma_{\epsilon i}^2 \quad [26]$$

donde  $\sigma_{Ri}^2$  es la varianza del título o cartera  $i$ ;  $\beta_{Mi}^2 \sigma_{R_M}^2$  es el componente de mercado del riesgo total;  $\beta_{Ii}^2 \sigma_{R_I}^2$  es el componente de tipos de interés del riesgo total y  $\sigma_{\epsilon i}^2$  es el componente no sistemático o diversificable del riesgo total.

Los valores  $\sigma_{R_M}^2$  y  $\sigma_{R_I}^2$  se obtienen de las series temporales del rendimiento de la cartera de mercado y de la expectativa futura de los tipos de interés, respectivamente, como la diferencia o distancia media con respecto al valor medio. De forma similar y a partir de las series temporales de rentabilidad de cada título o cartera se calcula  $\sigma_{Ri}^2$ .

$$\sigma_{R_{Mj}}^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n [R_{Mj} - \bar{R}_M]^2 \quad [27]$$

$$\sigma_{R_{Ij}}^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n [R_{Ij} - \bar{R}_I]^2 \quad [28]$$

$$\sigma_{R_{ij}}^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n [R_{ij} - \bar{R}]^2 \quad [29]$$

El número de observaciones,  $n$ , para el cálculo de cada una de las varianzas es 87 que se corresponde con el número de datos mensuales existentes durante el período de análisis (enero 1986-marzo 1993). El término  $i$  en la tercera ecuación hace referencia a la muestra de entidades bancarias (18) a las que cabe añadir el índice sectorial bancario.

(11) Conviene recordar que  $R_M$  y  $R_I$  son variables ortogonales y por consiguiente su covarianza es igual a cero.

El porcentaje de la varianza de la rentabilidad proporcionada por el índice sectorial bancario de la Bolsa de Madrid entre enero de 1986 y marzo de 1993 explicado por el modelo de dos índices planteado es del 77,129%, que se corresponde con el 72,25% explicado por el factor de mercado más el 4,88% por el riesgo de interés y siendo, por tanto, el porcentaje no explicado por el modelo, esto es, el riesgo específico igual al 22,87%.

La variable representativa de la variación futura en el nivel de los tipos de interés explica apenas un 5% de la varianza del índice sectorial, a pesar de que los cambios no anticipados en los tipos de interés representen una fuente importante de riesgo y por consiguiente generadora de rentabilidad, esta baja exposición al riesgo de interés parece indicar que las entidades bancarias españolas llevan a cabo estrategias de cobertura bastante adecuadas, de tal forma que el riesgo de fluctuación de tipos de interés no represente un gran componente del riesgo total y que sean otros los factores de riesgo asumidos y compensados con mayores rentabilidades.

La rentabilidad mensual media del mercado durante el período de estudio fue del 1,66% con una varianza del 0,607%, mientras que el valor medio de la expectativa futura sobre los tipos de interés fue 12,86% siendo su varianza de 0,02168%.

**TABLA 28.** DESCOMPOSICION DEL RIESGO TOTAL DE LA RENTABILIDAD DEL INDICE SECTORIAL BANCARIO

Sector Bancario (enero 1986-marzo 1993)	
$\sigma_{R_i}^2$	0,00768677 (100%)
$\beta_{M_i}^2 \sigma_{R_M}^2$	0,0055537 (72,25%)
$\beta_{I_i}^2 \sigma_{R_I}^2$	0,000375 (4,88%)
$\sigma_{\epsilon_i}^2$	0,001758 (22,87%)

## Sector Bancario (enero 1986-marzo 1993)

Rentabilidad media del índice	$\bar{R}_i = 0,016607$
Rentabilidad media del mercado	$\bar{R}_M = 0,01307$
Varianza de la rentabilidad del mercado	$\sigma_{R_M}^2 = 0,00607327$
Media de la expectativa futura de los tipos de interés	$\bar{R}_I = 0,12863644$
Varianza de la expectativa futura de los tipos de interés	$\sigma_{R_I}^2 = 0,00021685$

De forma similar al estudio realizado para el índice sectorial bancario de la Bolsa de Madrid, se lleva a cabo la descomposición del riesgo total de cada una de las entidades bancarias, en sus componentes de riesgo de mercado, de fluctuación de los tipos de interés y específico. Los resultados obtenidos para cada uno de los 18 bancos analizados distan mucho de ser homogéneos.

La entidad que presenta un mayor riesgo es el Banco de Crédito Balear, a este hecho se une el ser el banco con menor porcentaje de varianza de su rentabilidad explicado, es decir, los dos factores de riesgo sistemático definidos no parecen ser los determinantes de la rentabilidad en este caso concreto, ya que el riesgo residual -no explicado por el modelo- es más del 76%. Un caso similar, el del Banco de Valencia, con un riesgo muy próximo al del Banco de Crédito Balear y con una varianza no explicada por el modelo también muy elevada, en torno al 70%. Posteriormente, se sitúan otros bancos que si bien tienen un riesgo total inferior a los dos anteriores presentan niveles superiores a la media, dentro de este grupo cabe destacar al Banesto, el Banco de Vasconia, el Banco de Fomento, el Bankinter, el Zaragozano, el Banco Bilbao-Vizcaya y el Banco Pastor (12).

En el caso opuesto se encuentran los bancos con menor nivel de riesgo total, independientemente de la fuente concreta del mismo, encabezados por el Banco Herrero, que es seguido aunque a cierta distancia por el Banco de Galicia, el Banco Guipuzcoano, el Banco Central-Hispano Americano y el Banco de Castilla.

Esta clasificación de las entidades bancarias en función de su riesgo total permite definir desde el prisma de un mercado de capitales eficiente el nivel de riesgo asumido por cada una de ellas en sus políticas y actuaciones.

(12) La enumeración se ha realizado por orden decreciente en cuanto al nivel de riesgo total.

La división de ese nivel de riesgo absoluto en sus tres componentes puede ser otro punto de interés dentro del análisis de la rentabilidad y riesgo de las entidades bancarias. El porcentaje explicado por el modelo y, en consecuencia, el componente de riesgo residual presenta muchas diferencias según la entidad concreta que se analice, como mencionábamos anteriormente, son el Banco de Crédito Balear y el Banco de Valencia los dos casos en que el modelo planteado tiene un menor coeficiente de determinación y, por consiguiente, una mayor parte de la varianza de su rentabilidad permanece sin explicar en función del rendimiento de la cartera de mercado y de la expectativa futura sobre el nivel de tipos de interés. Estas dos entidades representan el caso extremo aunque no único ya que existe un buen número de entidades en las que el porcentaje de riesgo no explicado se sitúa por encima del 50%.

**TABLA 29.** DESCOMPOSICION DEL RIESGO TOTAL DE LA RENTABILIDAD DE LAS ACCIONES BANCARIAS

Entidades Bancarias	$\sigma_{R_i}^2$	$\beta_{M_i}^2 \sigma_{R_M}^2$	$\beta_{I_i}^2 \sigma_{R_I}^2$	$\sigma_{\epsilon_i}^2$	$\bar{R}_i$
Andalucía	0,00947816	0,00504576	0,000086763	0,004345637	0,02444
Balear	0,03021666	0,00659325	0,00060407	0,02301934	0,02582
Banesto	0,02651674	0,01041486	0,00012459	0,01597729	0,02384
Bankinter	0,021632	0,007536	0,00242647	0,01166953	0,02450
BEX	0,00988578	0,00321	0,0000239	0,00665188	0,02243
BBV	0,01661235	0,00709108	0,00093246	0,0085888	0,01639
Castilla	0,00873978	0,00234	0,000992483	0,0054073	0,02923
Central-Hispano	0,0087018	0,0030768	0,0001926	0,0054324	0,01374
Fomento	0,02164267	0,0073223	0,000716156	0,0136042	0,02326
Galicia	0,00840165	0,00254956	0,000528904	0,005323186	0,02388
Guipuzcoano	0,0086769	0,00347927	0,000289313	0,004908317	0,02073
Herrero	0,00774045	0,0029552	0,000346438	0,004438812	0,00599
Pastor	0,01563813	0,0050348	0,000122815	0,010480515	0,01395
Popular	0,01058827	0,00624402	0,00045269	0,00389156	0,02918

Entidades Bancarias	$\sigma_{R_i}^2$	$\beta_{M_i}^2 \sigma_{R_M}^2$	$\beta_{I_i}^2 \sigma_{R_I}^2$	$\sigma_{e_i}^2$	$\bar{R}_i$
Santander	0,00934313	0,00452014	0,000396516	0,000396515	0,01781
Valencia	0,02964098	0,00810905	0,00069167	0,02084026	0,02574
Vasconia	0,0230839	0,007394959	0,000330863	0,015358	0,02763
Zaragozano	0,01789178	0,00635635	0,000493438	0,011042	0,01605

Las entidades bancarias que presentan un mayor riesgo de mercado en relación al riesgo total de las mismas son el Banco Popular Español, el Banco de Andalucía y el Banco de Santander, aunque ninguno de ellos muestra un elevado riesgo total. La posición inversa se encuentra ocupada, fundamentalmente, por los bancos con un mayor riesgo total, esto es, son el Banco de Crédito Balear y Banco de Valencia a los que cabe añadir el Banco de Castilla los que presentan un menor porcentaje de riesgo en relación al riesgo total.

**TABLA 30.** DESCOMPOSICION DE CADA COMPONENTE DEL RIESGO TOTAL DE LA RENTABILIDAD DE LAS ACCIONES BANCARIAS (PORCENTAJE)

	Riesgo de mercado	Riesgo de interés	Riesgo específico
Andalucía	53,24	0,91	45,85
Balear	21,82	2,00	76,18
Banesto	39,28	0,47	60,25
Bankinter	34,84	11,22	53,94
BEX	32,47	0,24	67,29
BBV	42,69	5,61	51,70
Castilla	26,78	11,35	61,87
Central-Hispano	35,36	2,21	62,43
Fomento	33,83	3,31	62,86
Galicia	30,35	6,29	63,36

	Riesgo de mercado	Riesgo de interés	Riesgo específico
Guipuzcoano	40,10	3,33	56,57
Herrero	38,18	4,48	57,34
Pastor	32,20	0,78	67,02
Popular	58,97	4,28	36,75
Santander	48,38	4,24	47,38
Valencia	27,36	2,33	70,31
Vasconia	32,04	1,43	66,53
Zaragozano	35,53	2,76	61,71

Por último, únicamente, nos queda comentar los apuntes más relevantes que se pueden derivar a la vista de la descomposición del riesgo total de las entidades en su componente de riesgo de interés. Salvo en dos casos que corresponden al Banco de Castilla y al Bankinter, el riesgo de fluctuación de tipos de interés no supera en exceso el 6% del riesgo total. Son estas dos entidades las que presentan un mayor componente de riesgo de interés reforzado en el Bankinter, por tratarse de uno de los bancos con mayor riesgo total. El resto de entidades muestran niveles bajos de importancia de este componente de riesgo, llevado a su extremo cuando se analiza la proporción que representa el riesgo de interés en relación al riesgo total en el Banco Exterior de España (0,24%), en el Banco Español de Crédito (0,47%), en el Banco Pastor (0,78%) o en el Banco de Andalucía (0,91%) que en ninguno de ellos llega a ser del uno por ciento.

Cabe destacar, por tanto, la escasa importancia que el riesgo de interés supone para las entidades bancarias españolas, con la salvedad comentada del Banco de Castilla y del Bankinter, debido a las estrategias de cobertura desarrolladas por las mismas precisamente para hacer frente de forma adecuada a una de las fuentes más importantes de riesgo que afectan a las instituciones financieras.

### 3. Valoración por el mercado bursátil de las primas de riesgo.

En último lugar para finalizar con el análisis de los factores de riesgo generadores de rentabilidad sólo nos queda tratar de determinar la valoración que el mercado de capitales otorga a cada una de las influencias sistemáticas. Para ello utilizaremos la expresión obtenida

por ROSS suponiendo la inexistencia de oportunidades de arbitraje que consistía en expresar la prima por riesgo de los títulos en función de los coeficientes de sensibilidad estimados en el contraste de la ecuación especificadora del proceso de valoración de los títulos. Se realiza un análisis con datos de corte transversal con la finalidad de estimar la valoración de las primas por riesgo realizada por el mercado en un momento dado a partir de los coeficientes de sensibilidad de la rentabilidad de las acciones de cada entidad ante los factores sistemáticos resultantes para cada una de las entidades, en el cual el tipo de interés libre de riesgo se determina de forma exógena al modelo a partir del rendimiento mensual proporcionado por las Letras del Tesoro a un año.

En esta investigación se han utilizado como factores de riesgo el rendimiento de la cartera de mercado y la expectativa futura de los tipos de interés, en consecuencia serán los coeficientes de sensibilidad de estos factores los que intervendrán en la determinación de la valoración de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$\tilde{R}_i - R_f = \lambda_0 + \lambda_M \beta'_{Mi} + \lambda_I \beta'_{Ii} + \mu_i \quad [30]$$

siendo  $\beta'_{Mi}$  y  $\beta'_{Ii}$  los coeficientes de sensibilidad asociados a la rentabilidad del índice general de la Bolsa de Madrid y a la expectativa sobre el nivel futuro de los tipos de interés en el mercado interbancario de depósitos, respectivamente, una vez ortogonalizadas las variables para cada una de las entidades bancarias analizadas.  $\lambda_M$  y  $\lambda_I$  serían las primas por riesgo referidas a cada uno de los factores considerados y  $\lambda_0$  no debería ser significativamente distinto de cero.

Se han realizado 87 regresiones con datos de corte transversal utilizando como variable dependiente la prima por riesgo total y como variables independientes los coeficientes de sensibilidad asociados a los dos factores sistemáticos definidos en la presente investigación con la finalidad de obtener las primas por riesgo del mercado bursátil para cada uno de los factores. Algunos de los resultados obtenidos se muestran en la **tabla [31]**.

Por término general, los contrastes realizados presentan un bajo coeficiente de determinación, mostrando que los coeficientes de sensibilidad de los factores de riesgo sistemático utilizados en el análisis, a saber, el rendimiento de la cartera de mercado y la expectativa sobre el nivel futuro de los tipos de interés no son determinantes, al menos en gran medida, para la explicación de la prima por riesgo total. El coeficiente de determinación varía desde el 21,68% correspondiente a la prima por riesgo en diciembre de 1990 hasta el 4,18% que es el porcentaje de varianza explicada por el modelo en diciembre de 1986.



**TABLA 31.** ESTIMACION DE LAS PRIMAS POR RIESGO ASOCIADAS A LOS FACTORES SISTEMATICOS

Sector Bancario	$\lambda_0$	$\lambda_M$	$\lambda_I$	F	R <sup>2</sup>
Diciembre 1986	0,104795 (1,226)	-0,0601 (-0,710)	-0,007595 (-0,378)	0,32706	4,179%
Diciembre 1987	0,149931 (0,987)	0,073944 (-0,490)	-0,066778 (1,868)	1,85336	19,815%
Diciembre 1988	0,041009 (0,953)	-0,053089 (-1,245)	0,010689 (1,058)	1,31763	14,943%
Diciembre 1989	0,089082 (1,604)	-0,094378 (-1,714)	0,010192 (0,781)	1,75664	18,977%
Diciembre 1990	0,156979 (1,901)	-0,166512* (-2,034)	-0,001863 (-0,096)	2,07654	21,684%
Diciembre 1991	-0,008559 (-0,117)	-0,024477 (-0,338)	-0,023149 (-1,349)	0,9735	11,489%
Diciembre 1992	0,075972 (1,291)	-0,07951 (-1,363)	0,00263 (0,190)	0,9442	11,182%

\* Parámetro significativo al 95%.

Los estadísticos *t* se indican entre paréntesis.

En prácticamente ninguno de los contrastes realizados las primas por riesgo de mercado y por riesgo de interés resultan ser estadísticamente significativas. Únicamente en diciembre de 1990 la prima por riesgo de mercado es estadísticamente significativa a un nivel de confianza superior al 95%. En todos los contrastes mostrados la prima por riesgo de mercado presenta un valor negativo debido a la existencia en los mismos de una prima por riesgo total negativa. Por su parte, la prima por riesgo de interés no alcanza valores estadísticamente significativos. Asimismo, el valor obtenido por  $\lambda_0$  no parece registrar valores significativamente distintos de cero.

#### IV. CONCLUSIONES

El objetivo de esta investigación es el análisis del riesgo de interés de las entidades bancarias españolas con cotización ininterrumpida en la Bolsa de Madrid entre enero de 1986 y marzo de 1993, para ello se analiza la sensibilidad de los rendimientos de las acciones bancarias ante variaciones en los tipos de interés, teniendo en cuenta no sólo desplazamientos paralelos en la estructura temporal sino también cambios en la pendiente de la curva tipo-plazo.

Los resultados de nuestra investigación sugieren la incidencia de la variable representativa de las variaciones de los tipos de interés, medida como la expectativa en el consenso del mercado interbancario de depósitos del tipo de interés a tres meses con vencimiento en tres meses, sobre la rentabilidad de las acciones bancarias españolas y, por consiguiente, sobre el valor de mercado de las mismas. Por ello, el control y gestión del riesgo de fluctuación de los tipos de interés constituye una necesidad de las instituciones financieras debido a la actividad que realizan que supone transferir activos en el tiempo.

El estudio realizado ha puesto de manifiesto la escasa importancia que el riesgo de interés ha tenido con respecto al riesgo total de la mayoría de las entidades bancarias analizadas, a pesar de analizar un período en que ha existido una elevada variabilidad de los tipos de interés, lo que indica que éstas desarrollan estrategias de cobertura que las protegen frente a las variaciones producidas en el nivel de tipos de interés. Asimismo, se ha constatado que el riesgo de fluctuación de los tipos de interés del mercado interbancario y su influencia sobre la rentabilidad de las entidades bancarias analizadas no parece ser valorado por el mercado de capitales español como una influencia sistemática generadora de rentabilidad.

#### BIBLIOGRAFIA

- AYUSO, J. Y DE LA TORRE, M. (1991): «Riesgo y Volatilidad en el Mercado Interbancario», *Investigaciones Económicas*, XV, n.º 1.
- BERGES, A. Y MANZANO, D. (1988): *Tipos de Interés de los Pagares del Tesoro*, Ariel Economía.
- BIERWAG, G.O. (1987): *Análisis de la Duración. La Gestión del Riesgo de Tipo de Interés*. Alianza Economía y Finanzas.
- BIERWAG, G.O., CORRADO, C.J. Y KAUFMAN, G.G. (1992): «Durations for Portfolios of Bonds Priced on Different Term Structures». *Journal of Banking and Finance*, 16, págs. 705-714.

- CHANCE, D. Y LANE, W.R. (1980): «A Re-examination of Interest Rate Sensitivity in the Common Stock of Financial Institutions». *Journal of Financial Research*, 3, págs. 49-55.
- CHEN, N., ROLL, R. Y ROSS, S.A. (1986): «Economic Forces and the Stock Market». *Journal of Business*, 59, págs. 383-403.
- CHEN, S. Y JORDAN, B. (1993): «Some Empirical Test in the Arbitrage Pricing Theory: Macrovariables vs. derived factors». *Journal of Banking and Finance*, 17, págs. 65-89.
- CHOI, J.J., ELYASIANI, E. Y KOPECKY, K.J. (1992): «The Sensitivity of Bank Stock Return to Market, Interest and Exchange Rate Risks». *Journal of Banking and Finance*, 16, págs. 983-1.004.
- CONNOR, G. Y KORAJCZYK, R. (1988): «Risk and Return in an Equilibrium APT». *Journal of Financial Economics*, 21, págs. 255-289.
- COX, J.C., INGERSOLL, J.R. Y ROSS, S.A. (1979): «Duration and the Measurement of Basis Risk». *Journal of Business*, 52, n.º 1, págs. 51-61.
- COX, J.C.; INGERSOLL, J.R. Y ROSS, S.A. (1985): «A Theory of the Term Structure of Interest Rates». *Econometrica*, 53.
- DIMSON, E. (1979): «Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading». *Journal of Financial Economics*, 7, págs. 197-226.
- EZQUIAGA, I. Y FREIXAS, X. (1991): «El Mercado Repo de Letras del Tesoro: Análisis Empírico». *Documento de Trabajo*, n.º 89-09, FEDEA.
- EZQUIAGA, I. (1991): *El Mercado Español de Deuda del Estado. Estructura y Formación de Precios*. Ariel Economía. Barcelona.
- FAMA, E.F. Y MCBETH, J. (1973): «Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests». *Journal of Political Economy*, 81, n.º 3, págs. 607-636.
- FERNANDEZ, A.I. Y GARCIA OLALLA, M. (1987): «La Estructura de Activos y Pasivos del Sistema Bancario Español. Un Análisis Multivariante», *Esic-Market*. n.º 58, cuarto trimestre.
- FERNANDEZ, A.I. Y GARCIA OLALLA, M. (1992): «Sensibilidad al Tipo de Interés de los Rendimientos de Capital en las Entidades Bancarias». *Actualidad Financiera*, n.º 2.
- FERNANDEZ, A.I. Y GARCIA OLALLA, M. Y GONZALEZ MENDEZ, V.M. (1994): «La Estructura Temporal de los Tipos de Interés en el Mercado Interbancario de Depósitos». *Análisis Financiero*, n.º 62, primer cuatrimestre, págs. 38-50.
- FLANNERY, M.J. Y JAMES, C.M. (1982): «The Impact of Market Interest Rates on Intermediary Stock Prices». *Federal Reserve Bank of Chicago*, págs. 520-538.

- FLANNERY, M. Y JAMES, C. (1984a): «The Effect of Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Financial Institutions». *Journal of Finance*, 39, n.º 4, págs. 1.141-1.153.
- FLANNERY, M. Y JAMES, C. (1984b): «Market Evidence on the Effective Maturity of Bank Assets and Liabilities». *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, n.º 4, págs. 435-445.
- FREIXAS, X. (1992): «Estructura Temporal de Tipos de Interés: Hipótesis Teóricas y Resultados Empíricos». *Investigaciones Económicas*, XVI, n.º 2, págs. 187-203.
- GUINDOS, L. DE (1993): «La Gestión del Riesgo en Carteras de Renta Fija». *Perspectivas del Sistema Financiero*, n.º 42, págs. 87-96.
- LEHMANN, B.N. Y MODEST, D.M. (1988): «The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory». *Journal of Financial Economics*, 21, págs. 213-254.
- MAULEON, I. (1991): *Inversiones y Riesgos Financieros*. Espasa Calpe.
- MENEU, V., NAVARRO, E. Y BARREIRA, M. T.(1992): *Análisis y Gestión del Riesgo de Interés*. Ariel Economía.
- PLATT, R.B. (1986): *Controlling Interest Rate Risk*. John Wiley.
- PULIDO, A. (1989): *Modelos Econométricos*. Pirámide.
- ROLL, R. Y ROSS, S.A. (1980): «An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory». *Journal of Finance*, 35, diciembre, págs. 1.073-1.103.
- ROLL, R. (1990): «La Gestión del Riesgo en las Instituciones de Ahorro. Más allá del Desfase de Duración». *Información Comercial Española*, diciembre, págs. 218-241.
- STONE, B.K. (1974): «Systematic Interest Rate Risk in a two Index Model of Returns». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9, págs. 709-721.
- SWEENEY, R.J. Y WARGA, A.D. (1986): «The Pricing of Interest-Rate Risk: Evidence from the Stock Market». *Journal of Finance*, 41, n.º 2, págs. 393-410.
- UNAL, H. Y KANE, E.J. (1988): «Two Approaches to Assessing the Interest Rate Sensitivity of Deposit Institution Equity Return». *Research in Finance*, 7, págs. 113- 137, Jai Press Inc.
- VILLAZON, C Y SANOU, L. (1990): «La Gestión de la Diferencia entre Duraciones. Aplicación a las Entidades Financieras». *Actualidad Financiera*, núms. 41 y 42, noviembre.
- YOUROUGOU, P. (1990): «Interest-Rate Risk and the Pricing of Depository Financial Intermediary Common Stock». *Journal of Banking and Finance*, 14, págs. 803-820.