

## EL EFECTO TAMAÑO Y LA IMPOSICION SOBRE DIVIDENDOS Y GANANCIAS DE CAPITAL

Begoña BASARRATE

*Universidad del País Vasco*

*En este trabajo se investiga si la anomalía conocida como efecto tamaño se puede explicar por el factor que recoge el efecto de la imposición personal asimétrica entre la renta recibida en forma de dividendos y ganancias de capital. Los resultados empíricos parecen señalar que ambos efectos son independientes e igualmente relevantes a la hora de explicar la valoración de activos financieros.*

### 1. Introducción

Recientemente se han descubierto importantes y sistemáticas diferencias cross-sectionales en las rentabilidades de los activos financieros no explicadas por modelos tradicionales de valoración. Una de las anomalías más importantes ha sido descubrir que las rentabilidades de las empresas más pequeñas son, una vez ajustadas por el riesgo, significativamente más altas que las de las empresas grandes<sup>1</sup>. Este hecho, conocido como el efecto tamaño, se considera una anomalía al no haberse explicado mediante un modelo de equilibrio de valoración, por lo que pensamos que debe existir algún otro factor que en realidad sea el justificante de que dicha anomalía tenga lugar.

En este trabajo empírico se investiga si ese factor, hasta el momento desconocido, es precisamente la variable que recoge el efecto de la imposición personal asimétrica entre la renta recibida en forma de dividendos y ganancias de capital, expresado por la relación dividendo/precio<sup>2</sup>. Vamos a utilizar, para ello, un modelo de valoración de activos financieros que tiene incorporadas dichas imperfecciones impositivas. Una versión resumida del modelo se presenta en el apartado siguiente.

En la sección tercera se describen los datos utilizados, mientras que el planteamiento empírico llevado a cabo en el análisis se desarrolla en el apartado cuarto.

Debemos destacar que el efecto tamaño, en el mercado español de capitales, es especialmente importante durante el mes de enero. Además se ha observado

<sup>1</sup> Para una explicación detallada de esta anomalía, véase entre otros autores: Banz (1981); Reinganum (1981); Keim (1983, 1985) y Rubio (1987).

<sup>2</sup> Un pequeño resumen de la imposición personal de dividendos y ganancias de capital se recoge en el apéndice, al final del trabajo.

que dicho mes es el único en el que los inversores han sido claramente compensados por aceptar riesgo. Dadas estas peculiaridades del mes de enero, se decidió, en primer lugar, realizar un estudio separando el mes de enero del resto de los meses. Estos resultados se presentan en el apartado quinto. Finalmente, en la última sección de este artículo y como objetivo principal del mismo, observamos si es posible explicar empíricamente el efecto tamaño por razones puramente impositivas.

## 2. Modelo de valoración de activos financieros con riesgo

Litzenberger y Ramaswamy (*L-R*) (1979), desarrollaron un modelo de equilibrio de valoración de activos financieros generalizado para incorporar los efectos de los impuestos que los inversores deben pagar por las rentas obtenidas en la forma de dividendos y ganancias de capital. Este modelo, tiene en cuenta además de un esquema progresivo de imposición, restricciones en las cantidades que los individuos pueden pedir prestadas.

Dichos autores describen las preferencias de los individuos por medio de la media y varianza de la riqueza después de impuestos al final del período considerado. Si  $U_k(W_k^*)$  es la función de utilidad del  $k$ -ésimo individuo en función de su riqueza después de impuestos al final del período,  $f_k[E(R_k), \sigma_k^2]$  es función objetivo en términos de la media y la varianza de la rentabilidad de la cartera después de impuestos y  $W_k$  es la riqueza inicial, la relación marginal de sustitución entre la media y la varianza de la riqueza después de impuestos será igual, en el óptimo, a la relación entre la tolerancia global al riesgo y la riqueza inicial:

$$RMS_{[E(R_k), \sigma_k^2]} = \frac{f_{k1}}{-2f_{k2}} = \frac{\theta_k}{W_k}$$

donde:

$$f_{k1} \equiv \frac{\partial f_k[E(R_k), \sigma_k^2]}{\partial E(R_k)}$$

$$f_{k2} \equiv \frac{\partial f_k[E(R_k), \sigma_k^2]}{\partial \sigma_k^2}$$

$$\theta_k = -\frac{E[U'(W_k^*)]}{E[U''(W_k^*)]}$$

es la inversa de la aversión absoluta al riesgo, o tolerancia global al riesgo del individuo  $k$ .

El tipo impositivo medio  $t_k$  es una función no decreciente de la renta imponible al final del período  $y_k^*$ <sup>3</sup>:

$$t_k = g(y_k^*)$$

$$g(0) = 0 \quad g'(y_k^*) = 0 \quad \text{para } y_k^* \leq 0$$

$$g'(y_k^*) > 0 \quad \text{para } y_k^* > 0$$

El tipo impositivo marginal  $T_k$  es igual a la derivada primera de los impuestos pagados con respecto a la renta imponible:

$$T_k \equiv \frac{d(t_k y_k^*)}{d y_k^*} = t_k + y_k^* g'(y_k^*)$$

$T_k$  es, por lo tanto, igual al tipo medio más el producto de la renta al final del período por la derivada del tipo medio de gravamen.

La limitación en la renta que se puede pedir prestada será:

$$W_k \left\{ \sum_i \alpha_{ik} \delta_i + \alpha_{fk} r_f \right\} \geq 0$$

y por la limitación en el margen tenemos que<sup>4</sup>:

$$W_k \left\{ (1 - \phi) \sum_i \alpha_{ik} + \alpha_{fk} \right\} \geq 0$$

donde:

$\alpha_{ik}$ : Es la proporción de la riqueza invertida en el activo con riesgo  $i$  del  $k$ -ésimo individuo.

$\alpha_{fk}$ : Es la proporción de la riqueza invertida en el activo sin riesgo del  $k$ -ésimo individuo.

$\phi$ : Es la fracción necesaria de recursos propios sobre el valor total de los activos con riesgo.

$\delta_i$ : Es la relación dividendo/precio del activo  $i$ .

$r_f$ : Es la tasa de rentabilidad del activo sin riesgo.

<sup>3</sup> Este modelo supone que el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas es progresivo y el tipo impositivo marginal es una función continua de la renta imponible.

<sup>4</sup> Este modelo supone además las limitaciones en las cantidades que los individuos puedan pedir prestadas:

- Limitación en la renta que se puede pedir prestada; los intereses del préstamo no pueden exceder la renta obtenida por dividendos.
- Limitación en el margen; los recursos propios del individuo deben ser al menos una fracción dada del valor de mercado de los activos con riesgo poseídos.

Definiendo el valor esperado y la varianza de la rentabilidad como:

$$E(R_k) = \sum \alpha_{ik} E(R_i) + \alpha_{fk} r_f - t_k \left( \sum_i \alpha_{ik} \delta_i + \alpha_{fk} r_f \right)$$

$$\sigma_k^2 = \sum_j \sum_i \alpha_{ik} \alpha_{jk} \text{cov}(R_i, R_j)$$

siendo

$$y_k^* = W_k \left( \sum_i \alpha_{ik} \delta_i + \alpha_{fk} r_f \right),$$

el problema de optimización para el  $k$ -ésimo individuo será:

$$L_k \equiv f_k[E(R_k), \sigma_k^2] + \lambda_{1k} \left[ 1 - \sum_i \alpha_{ik} - \alpha_{fk} \right] +$$

$$+ \lambda_{2k} \left[ \sum_i \alpha_{ik} \delta_i + \alpha_{fk} r_f - S_{2k} \right] +$$

$$+ \lambda_{3k} \left[ (1 - \phi) \sum_i \alpha_{ik} + \alpha_{fk} - S_{3k} \right]$$

donde:

$S_{2k}$  y  $S_{3k}$  son variables *slack* (no negativas) para cada una de las limitaciones en las cantidades que se pueden pedir prestadas.

A través de las condiciones de primer orden y por medio de una serie de operaciones, se obtiene la relación de equilibrio siguiente:

$$E(R_i) - r_f = a + b\beta_{im} + c(\delta_i - r_f) \quad [1]$$

donde:

- $E(R_i)$ : es la rentabilidad esperada del activo  $i$  antes del impuesto;
- $\beta_{im}$ : es el riesgo no diversificable del activo  $i$  en relación a la cartera de mercado;
- $a$ : es la intersección en el eje vertical de la ecuación de equilibrio anterior. Este término se puede interpretar como el exceso de rentabilidad de una cartera con beta cero en relación al mercado y cuyo cociente dividendo/precio es igual a la rentabilidad del activo sin riesgo;
- $c$ : es una media ponderada del tipo impositivo marginal menos la media ponderada del cociente del precio sombra de la limitación en la renta que se puede pedir prestada y de la utilidad marginal esperada de la rentabilidad de la cartera. Cuando la restricción se cumple con desigualdad para todos los individuos o no existe,  $\lambda_{2k} = 0$ , por lo que  $c$  será simplemente una media ponderada del tipo impositivo marginal

y, por lo tanto, positivo. En cualquier otro caso, en general, el valor de  $c$  dependerá del valor de los dos términos.

Este modelo, implica que aquellos activos que paguen altos dividendos en relación a su precio tendrán una rentabilidad esperada superior a la de otros activos con dividendos más bajos. En otras palabras, si reconocemos el hecho de que las ganancias de capital están gravadas, en general, a tipos de gravamen inferiores a los dividendos, los inversores no se mostrarán indiferentes entre recibir renta en forma de dividendos o ganancias de capital. Si los inversores prefieren ganancias de capital por razones puramente impositivas, exigirán una rentabilidad adicional antes de impuestos al recibir rentas por dividendos.

### 3. Datos

El período de contraste se extiende desde enero de 1967 a diciembre de 1984, por lo que trabajamos con dieciocho años, o lo que es lo mismo con 216 rentabilidades mensuales. Dado que en el mercado español de valores existen pocas acciones que contratan con suficiente frecuencia, se prefirió utilizar datos mensuales ya que el uso de rentabilidades diarias o semanales hubiera reducido considerablemente la muestra. Es decir, un número sustancial de acciones no contrata con suficiente regularidad como para calcular rentabilidades fiables en intervalos tan cortos de tiempo como el día o la semana.

Nuestra muestra contiene 160 acciones aunque para algunas acciones no se dispone de datos que abarquen los dieciocho años. Para aquellos activos que cotizan al mismo tiempo en más de una bolsa, se utiliza la información de aquel mercado donde dichos activos tienen mayor volumen de contratación<sup>5</sup>. Para un mayor detalle véase Rubio (1986).

Las rentabilidades de cada activo en cada mes se calcularon de la siguiente forma:

$$R_{it} = \frac{(P_{it} - P_{it-1}) + d_{it} + S_{it}}{P_{it-1}} \quad [2]$$

donde:

$R_{it}$ : es la rentabilidad del activo  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, 160$ ) en el mes  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, 216$ );

$P_{it}$ : es el precio del activo  $i$  en el último día del mes  $t$ ;

$P_{it-1}$ : es el precio del activo  $i$  en el último día del mes  $t - 1$ ;

<sup>5</sup> Se puede argumentar que las diferencias existentes entre los precios de aquellos activos que cotizan al mismo tiempo en más de un mercado de valores no son significativamente distintas de cero, debido precisamente al proceso de arbitraje. Palacios (1973) indica que los resultados obtenidos con una muestra aleatoria de doscientos precios son consistentes con el argumento anterior.

$d_{it}$ : es el dividendo por acción, antes de impuestos, pagado por el activo  $i$  durante el mes  $t$ ;

$S_{it}$ : es el precio del derecho de suscripción del activo  $i$  en el último día del mes durante el que se realiza la ampliación de capital.

Para estimar las rentabilidades mensuales de la cartera de mercado se decidió utilizar todas las acciones disponibles en la muestra. El índice obtenido es un índice de mercado ponderado donde cada una de las acciones recibe un peso diferente de acuerdo con su valor al final del año precedente al cálculo de las rentabilidades mensuales. Por tanto, la rentabilidad del índice de mercado en cada mes  $t$  viene dada por

$$R_{mt} = \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot R_{it}$$

donde,  $\alpha_i$  es la ponderación que recibe cada activo en el índice, calculándose como el cociente del valor de mercado de dicho activo  $i$  y el valor total de todas las acciones que comprende la muestra<sup>6</sup>.

#### 4. Metodología

A la hora de implantar empíricamente el modelo de  $L-R$  expresado por la ecuación [1] en el mercado español, el primer problema que nos encontramos es que dicha ecuación viene expresada en términos de rentabilidades esperadas. Su versión ex-post necesita de un supuesto de expectativas racionales: el proceso generador de rentabilidades ex-post es consistente con las expectativas de los inversores. En otras palabras, en promedio, la rentabilidad esperada de un activo será igual a su rentabilidad observada. De esta forma, la ecuación [1] se puede escribir:

$$R_{it} - r_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{it} + \gamma_2 (\delta_{it} - r_{ft}) + \eta_{it} \quad [3]$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

Para llevar a cabo un contraste del modelo anterior, realizamos una regresión cross-seccional en cada mes  $t$ , con una muestra de  $n$  activos o carteras, de  $R_i - r_{ft}$  en la matriz  $\hat{X}_t$ , siendo:

$$\hat{X}_t \equiv (1_n : \beta_t : D_t)$$

donde:

$$D_t \equiv (\delta_t - r_{ft})$$

<sup>6</sup> Al depender del precio y del número de acciones desembolsadas de cada activo al final de cada año, las ponderaciones  $\alpha_i$  varían anualmente a lo largo del período estudiado.

$R_t$ ,  $\beta_t$  y  $D_t$  son vectores cuyos componentes son los  $n$  activos disponibles en la muestra<sup>7</sup>. El estimador del riesgo no diversificable,  $\beta_t$ , se obtiene de la versión multivariante del modelo de mercado. Sea  $R_t$  el vector  $n$ -dimensional de rentabilidades en el mes  $t$ , y  $R_{mt}$  la rentabilidad del índice de mercado en el mes  $t$ . Si regresamos cada componente de  $R_t$  en  $R_{mt}$  y una constante obtenemos el modelo de mercado:

$$R_t = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t \quad [4]$$

donde  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $\text{var}(\varepsilon_t) = \Sigma$ .

El modelo [3] se puede escribir como:

$$R_t - r_{ft} = X_t \Gamma_t + \eta_t \quad [5]$$

mientras que un estimador consistente de  $\Gamma_t$  en cada mes  $t$  viene dado por<sup>8</sup>:

$$\hat{\Gamma}_t = \left[ \hat{X}_t' \hat{\Sigma}_t^{-1} \hat{X}_t - \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & g & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \right]^{-1} \hat{X}_t' \hat{\Sigma}_t^{-1} R_t \quad [6]$$

$t = 1, 2, \dots, T$

donde  $g$  es la varianza del error de estimación en las betas en un contexto de mínimos cuadrados generalizados y  $\Sigma$  es la matriz de covarianzas de las perturbaciones aleatorias del modelo de mercado.

Los estimadores finales de  $\gamma_0$ ,  $\gamma_1$  y  $\gamma_2$  serán la media aritmética de los  $t = 1, 2, \dots, T$  estimadores mensuales  $\hat{\Gamma}_t$ . De esta forma podremos definir a nuestro gusto el período de tiempo en el que estudiemos [3] mediante un análisis de significancia de los coeficientes. Para estudiar el nivel significativo de  $\hat{\Gamma}_t$ , utilizamos el siguiente estadístico  $t$ :

$$t = \frac{\bar{\hat{\gamma}}_j}{S(\hat{\gamma}_j)/\sqrt{T}} \quad ; \quad (j = 0, 1, 2) \quad [7]$$

donde  $S(\hat{\gamma}_j)$  es la desviación estándar de  $\hat{\gamma}_j$  y  $T$  el período de estimación. El estadístico  $t$  tendrá  $T - 1$  grados de libertad.

<sup>7</sup> En el modelo de Litzenberger y Ramaswamy (1979), se supone que existe linealidad entre rentabilidad esperada y la rentabilidad por dividendos o relación dividendo/precio. Dicha hipótesis se contrastó mediante un test de linealidad multivariante que se realizó previamente. La hipótesis nula de linealidad del modelo se acepta por el período 1967-84 con un valor  $p$  agregado de 0,339.

<sup>8</sup> Si en lugar de utilizar un estimador como la expresión [6], hiciésemos una regresión simple de mínimos cuadrados nos encontraríamos con dos problemas ampliamente conocidos en econometría como son la inconsistencia y la ineficiencia en los estimadores. El primero de los problemas surge como consecuencia de la utilización de una variable independiente estimada. El segundo resulta porque la varianza del vector de las perturbaciones aleatorias no es proporcional a la matriz de identidad. Véase Shanken (1982) y Rubio (1986).

De la misma manera que hemos transformado las rentabilidades esperadas en rentabilidades observadas, nos vemos obligados a utilizar una variable que refleje las expectativas del mercado sobre la relación dividendo/precio,  $\delta_{it}$ . Lo que es lo mismo, la teoría nos dice que el tercer término de la ecuación [3]  $\delta_{it}$ , es, en realidad, el valor esperado del dividendo del activo  $i$  en el período futuro  $t$  dividido por el precio del período actual. Con este planteamiento, la pregunta que nos debemos de hacer es sobre qué horizonte de tiempo tenemos que medir dichas expectativas. Si tenemos el convencimiento de que el mercado incorpora el diferencial impositivo entre dividendos y ganancias de capital más o menos de forma similar a lo largo del tiempo, debemos usar una medida de la relación dividendo precio a largo plazo. Si por el contrario pensamos que el mercado ajusta las rentabilidades por dicho diferencial justamente cuando se pagan los dividendos, momento en que se adquiere un compromiso de pago (de impuestos) futuro, la medida apropiada de la relación dividendo/precio debería ser a más corto plazo. Sin embargo, aun si aceptamos como válidas las medidas a corto plazo, Miller y Scholes (1982) señalan que dichas medidas pueden estar distorsionadas por efectos informativos. Incluso aceptando la lógica de estas medidas, debemos especificar las expectativas sobre la variable dividendo/precio a la hora de llevar a cabo nuestro análisis empírico. Aquí es donde surgen los conflictos entre efectos informativos y efectos impositivos<sup>9</sup>.

En nuestro trabajo, siguiendo los razonamientos teóricos de Green (1980), vamos a suponer que el efecto impositivo se incorpora en la rentabilidad de los activos financieros a lo largo del tiempo y no de forma instantánea. Vamos a suponer, que la mejor forma de proyectar los dividendos esperados del año  $t$  es utilizar los dividendos que fueron pagados durante el año  $t - 1$ . Al utilizar los dividendos totales de un año y suponer que los efectos impositivos que llevan incorporados dichos pagos se distribuyen en forma homogénea a lo largo de los doce meses, estamos evitando en gran medida las distorsiones informativas que surgían en las medidas de corto plazo. Estos dividendos proyectados a un año se dividirán por el precio en el último día de contratación del año anterior. Podemos justificar este tipo de proyección dada la estabilidad de las cantidades pagadas por dividendos en el mercado español.

Debemos enfrentarnos, por otro lado, a una serie de problemas de orden práctico al implantar dicha metodología. Necesitamos la inversa de la matriz de covarianzas ( $n * n$ ) de las perturbaciones aleatorias del modelo de mercado, por lo que nos vemos obligados, tal como se explica a continuación, a realizar algún tipo de agregación en los datos.

Los dieciocho años que abarca el trabajo, desde enero de 1967 hasta diciembre de 1984, fueron divididos en tres subperíodos de seis años cada uno, 1967-72, 1973-78 y 1979-84. La metodología multivariante fue implantada en cada uno de los subperíodos por separado, por lo que  $T$  es igual a 72 meses. Para cada uno de estos subperíodos, obtuvimos todas las acciones que tuviesen datos completos de rentabilidad durante los 72 meses correspondientes. Para cada

<sup>9</sup> Para un análisis detallado de las distorsiones informativas que surgen al interpretar los resultados empíricos que utilizan medidas a corto plazo, véase Basarrate (1986).



año de la muestra observamos los dividendos pagados por cada activo en el año anterior y suponemos que estos son los dividendos esperados para el año siguiente. Dichos dividendos esperados son divididos por el precio de cada activo al final del año anterior. De esta forma obtenemos la relación dividendo/precio de cada activo en cada año desde 1967 a 1984. A su vez, y en cada uno de estos dieciocho años agrupamos todos los activos en diez carteras de acuerdo con su rentabilidad por dividendo. En el contraste empírico por lo tanto  $n$  será igual a 10, donde la cartera uno reflejará aproximadamente aquellos activos que no pagan dividendos, mientras que la cartera diez se compondrá de los activos que pagan mayores dividendos en relación a su precio. Estas diez carteras están formadas aproximadamente por el mismo número de activos en cada año. Lógicamente, los activos que entran en cada cartera varían en cada año, pero la cartera uno estará siempre compuesta de activos que tengan una relación dividendo/precio más pequeña. La rentabilidad total de cada una de estas carteras en cada mes,  $R_{it}$ , se obtiene como una media aritmética simple de las rentabilidades totales de cada uno de los activos individuales componentes de cada cartera en cada uno de los 216 meses que abarca el período completo de la muestra.

Desde 1967 a 1982 en nuestro mercado de capitales no existió contratación de pagarés a corto plazo emitidos por el estado. Por este motivo, la tasa de rentabilidad sin riesgo se calculó en base a los tipos de interés ofrecidos por la banca a corto plazo. Aunque estas tasas no están aseguradas, el suponer que estos activos no conllevan riesgos parece una aproximación razonable. A partir de julio de 1982 hemos utilizado las tasas de rentabilidad de los pagarés del tesoro a tres meses como una medida apropiada del tipo de interés sin riesgo<sup>10</sup>.

La relación dividendo/precio de cada una de las diez carteras, se obtiene mediante la rentabilidad por dividendos de los activos componentes de dichas carteras. Dado que cada activo puede pagar potencialmente el dividendo en cualquiera de los doce meses del año, suponemos que el efecto producido por la relación dividendo/precio se distribuye de forma constante a lo largo del año, por lo que la relación dividendo/precio de cada cartera se dividirá por doce. Obtenemos de esta forma,  $\delta_{it}$ , donde  $i = 1, 2, \dots, 10$  y  $t = 1, 2, \dots, 216$ . Nótese que la rentabilidad por dividendos de cada cartera en cada mes y para cada año es la misma, aunque varía de año en año para cada cartera.

Las betas de cada cartera fueron calculadas para cada uno de los tres subperíodos mediante el modelo de mercado expresado por la ecuación [4]. De esta forma, obtenemos la sensabilidad o riesgo no diversificable de cada cartera en relación a la rentabilidad del índice de mercado ponderado. Como esta operación la realizamos para cada subperíodo, utilizamos un total de 72 observaciones tanto de  $R_{it}$  como de  $R_{mt}$ . Siguiendo este planteamiento estamos suponiendo que las betas de cada cartera en cada mes para cada subperíodo son las mismas.

<sup>10</sup> Dada la disponibilidad de dichos pagarés a partir de la fecha mencionada y debido a que el concepto teórico de la tasa de interés sin riesgo se aproxima en mayor medida a los pagarés del tesoro que a los tipos de interés a corto de la banca, se decidió utilizarlos en el análisis empírico.

Estas betas variarán simplemente de subperíodo en subperíodo. Este supuesto es lógico y poco restrictivo dado que las betas de las carteras son muy estables a lo largo del tiempo.

Al haber obtenido tanto  $\delta_{it}$  como  $\beta_{it}$ , así como disponer del tipo de interés sin riesgo para cada mes, es posible tener datos de todas las variables independientes del modelo de *L-R*. Asimismo tenemos los datos de  $R_{it}$ , variable dependiente, siendo capaces, por lo tanto, de realizar una análisis empírico.

### 5. La formación de precios durante el mes de enero: resultados empíricos

Como se ha indicado en la introducción, recientemente se ha observado que las rentabilidades en el mercado español de valores de las empresas más pequeñas son, una vez ajustadas por el riesgo, significativamente más altas que las rentabilidades de las empresas con un mayor valor de capitalización. Debemos destacar que este efecto tamaño es de especial importancia durante el mes de enero, observándose además, que dicho mes es el único en el que los inversores son claramente compensados por aceptar riesgos<sup>11</sup>.

En el cuadro 1 se presentan los resultados del análisis empírico llevado a cabo, separando el mes de enero del resto de los meses y para el período completo de estudio que abarca los años entre 1967 y 1984. La primera columna es la media aritmética de los estimadores de  $\gamma_{0t}$ ,  $\gamma_{1t}$ ,  $\gamma_{2t}$  durante los 198 meses que compren-

CUADRO 1  
Efecto de la imposición diferencial entre dividendos y ganancias de capital en las rentabilidades esperadas  
 $E(R_{it}) - r_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{it} + \gamma_2(\delta_{it} - r_{ft})$   
Enero vs resto de los meses

Período	1967-84	1967-84
Estimadores	Sin enero	Sólo enero
$\bar{\gamma}_0$	-0,004719	-0,074178
Desviación estándar	(0,005168)	(0,024261)
$t$	-0,913	3,057
$\bar{\gamma}_1$	0,005780	0,104623
Desviación estándar	(0,006827)	(0,029393)
$t$	0,847	3,559
$\bar{\gamma}_2$	0,075142	0,215380
Desviación estándar	(0,037174)	(0,141604)
$t$	2,021	1,521

<sup>11</sup> Véase Basarrate (1986) y Rubio (1987).

de dicho período al no tener en cuenta los meses de enero. La segunda columna contiene las medias aritméticas de los mismos estimadores utilizando solamente los dieciocho meses de enero disponibles en la muestra.

En este cuadro, se confirma que el riesgo no diversificable,  $\beta$ , es un factor fundamental como variable explicativa de las rentabilidades exclusivamente en el mes de enero. El coeficiente es igual a 0,105 siendo claramente significativo. Asimismo y dada la estructura del modelo teórico, no resulta sorprendente que durante enero, el valor estimado del coeficiente  $\gamma_0$  sea negativo y significativo, teniendo en cuenta el valor de  $\hat{\gamma}_1$ . Por otra parte, aunque el estimador  $\hat{\gamma}_2$  es algebraicamente muy alto en enero, no es significativo a los niveles exigidos normalmente. Si lo es, por el contrario, durante el resto de los meses. Los inversores exigen por cada peseta de renta gravable, 7,5 céntimos de rentabilidad adicional antes de impuestos durante los meses de febrero a diciembre entre 1967-1984.

Los resultados, en el que el período muestral se divide en dos subperíodos coincidentes con los años anteriores y posteriores a la Reforma Fiscal de 1977-78, se presentan en los cuadros 2 y 3. En estos cuadros, cabe destacar que el riesgo no diversificable deja de jugar un papel significativo en la valoración de activos, incluso durante el mes de enero, en los años posteriores a la Reforma Fiscal. A su vez, el estimador  $\hat{\gamma}_2$  o la valoración que hace el mercado de la relación esperada dividendo/precio, es significativo únicamente en el período posterior a la Reforma Fiscal y durante los meses de febrero a diciembre. El impacto impositivo durante dichos meses fue tal que los inversores exigieron prácticamente 12 céntimos adicionales de rentabilidad antes de impuestos por cada peseta de renta gravable. Parece posible concluir que la Reforma Fiscal tuvo un considerable efecto sobre la valoración de activos financieros. Estos efectos están directamente relacionados con el diferencial impositivo entre dividendos y ganancias de capital. Los resultados implican que los inversores entre 1979 y 1984 al verse más gravados recibiendo dividendos que ganancias de capital exigen de las empresas rentabilidades superiores cuando las mismas reparten dividendos. Como se aprecia en el cuadro 3, este efecto impositivo aparece de manera especial, tal como se ha señalado anteriormente, durante los meses de febrero a diciembre<sup>12</sup>.

## **6. El efecto impositivo como posible explicación del efecto tamaño: resultados empíricos**

En este apartado, estudiamos si el efecto tamaño se puede explicar por razones impositivas; en otras palabras, queremos analizar si el factor que en realidad justifica el efecto tamaño es la variable que recoge la imposición diferencial

<sup>12</sup> Cabe señalar que, tal como ha sido mencionado por el evaluador anónimo, otro tipo de efectos además del puramente impositivo, como pueden ser un cambio en las restricciones de liquidez o una mayor transparencia informativa debido a los profundos cambios sufridos por el sistema financiero español, puedan afectar el nivel significativo de  $\hat{\gamma}_2$  en el período 1979-84. Afortunadamente, el disponer de un modelo teórico que nos define con precisión el significado de  $\gamma_2$ , nos permite atribuirle un sentido impositivo aunque mantengamos la razonable duda de su exclusividad.

CUADRO 2

Efecto de la imposición diferencial entre dividendos y ganancias de capital en las rentabilidades esperadas

$$E(R_i) - r_f = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \gamma_2(\delta_i - r_f)$$

Enero vs resto de los meses

Período anterior a la Reforma Fiscal

Período	1967-78	1967-78
Anterior a la Reforma Fiscal	Sin enero	Sólo enero
$\bar{\gamma}_0$	-0,005203	-0,100585
Desviación estándar	(0,007101)	(0,033681)
$t$	-0,733	-2,986
$\bar{\gamma}_1$	0,003715	0,132947
Desviación estándar	(0,007870)	(0,038887)
$t$	0,472	3,419
$\bar{\gamma}_2$	0,053070	0,291652
Desviación estándar	(0,052816)	(0,194961)
$t$	1,005	1,496

CUADRO 3

Efecto de la imposición diferencial entre dividendos y ganancias de capital en las rentabilidades esperadas

$$E(R_i) - r_f = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \gamma_2(\delta_i - r_f)$$

Enero vs resto de los meses

Período posterior a la Reforma Fiscal

Período	1979-84	1979-84
Posterior a la Reforma Fiscal	Sin enero	Sólo enero
$\bar{\gamma}_0$	-0,003751	-0,021364
Desviación estándar	(0,006286)	(0,013244)
$t$	-0,597	-1,613
$\bar{\gamma}_1$	0,009909	0,047975
Desviación estándar	(0,013179)	(0,034583)
$t$	0,752	1,387
$\bar{\gamma}_2$	0,119287	0,062837
Desviación estándar	(0,035720)	(0,174082)
$t$	3,340	0,361

entre dividendos y ganancias de capital. Para ello vamos a formar carteras de acuerdo con el valor total de mercado de las empresas,  $V_i$ , y al mismo tiempo, según la relación dividendo/precio,  $D_i$ . En cada año establecemos un ranking de todas las empresas disponibles en función del valor de las mismas al final del año precedente al establecimiento de dicho ranking. De acuerdo con esta clasificación situamos a cada empresa en cada año en tres grupos. Asimismo, volvemos a clasificar todas las empresas según su relación dividendo/precio en otros tres grupos en cada año. Se observa aquellas empresas que conjuntamente formen parte de cada uno de los dos primeros grupos. De esta forma hemos construido una cartera  $V_1D_1$ , que contiene al mismo tiempo las empresas más pequeñas y las empresas con la relación dividendo/precio más baja. Repitiendo este proceso, formamos nueve carteras donde, finalmente, la  $V_3D_3$  es el grupo formado por aquellas empresas más grandes y que al mismo tiempo tienen una relación dividendo/precio más alta.

Definamos los excesos de rentabilidad de cada una de las nueve carteras  $i$  en cada mes  $t = 1, 2, \dots, 216$ , como:

$$\hat{\epsilon}_{it} = R_{it} - \hat{\gamma}_{0t} - \hat{\gamma}_{1t}\beta_{it} \quad [8]$$

Los valores  $\hat{\epsilon}_{it}$  se pueden interpretar como aquellas rentabilidades en exceso o en defecto de lo que nos indica el empíricamente implantado modelo de valoración de activos (CAPM).

Los estimadores  $\hat{\gamma}_{0t}$  y  $\hat{\gamma}_{1t}$  se calcularon nuevamente sin incluir la variable explicativa dividendo/precio<sup>13</sup>. Finalmente, utilizando el modelo de mercado, se calcularon las betas de las nueve carteras, para de esta forma poder utilizar la ecuación [8].

Las medias aritméticas simples de los excesos de rentabilidad de las 9 carteras utilizando los 216 meses comprendidos entre 1967 y 1984 se contienen en el cuadro 4. De esta forma, podemos analizar si manteniendo fija cada una de las filas  $V_1$ ,  $V_2$  o  $V_3$  se puede observar una relación positiva entre dividendos y rentabilidad. En otras palabras, podemos estudiar si para cada nivel de tamaño, el diferencial impositivo entre dividendos y ganancias de capital implica que aquellas carteras con una relación dividendo/precio grande tengan una rentabilidad más alta. Alternativamente, fijando los niveles de la relación dividendo/precio podemos observar si las empresas más pequeñas obtienen rentabilidades en exceso superiores a las empresas más grandes.

Debe quedar claro que este tipo de planteamiento lo efectuamos porque si fuera cierto que aquellas empresas que pagan pocos dividendos en relación a su precio son las grandes y aquellas empresas que por el contrario pagan muchos

<sup>13</sup> Estos dos estimadores se obtuvieron mediante una regresión de la rentabilidad de las 10 carteras, construidas en la sección cuarta, en una constante y en las betas de dichas carteras, repitiéndose esta regresión para cada uno de los meses en el período muestral. Se volvió a utilizar un contexto de mínimos cuadrados generalizados y se corrigió por errores en variables.

dividendos en relación a su precio son las pequeñas, el efecto tamaño podría ser una consecuencia directa del efecto impositivo.

En el cuadro 4 se observa con claridad que el efecto tamaño no desaparece aunque controlemos el efecto impositivo. Además, es de destacar que si fijamos el efecto impositivo para niveles altos de la relación dividendo/precio, el efecto tamaño es más grande. Por ejemplo, si fijamos el nivel de dividendos en la columna  $D_3$  (eliminando todo posible efecto impositivo al ser el mismo nivel de dividendos), las empresas más pequeñas ganan 1,5 por 100 de rentabilidad mensual significativamente adicional sobre las grandes. Este resultado implica que existe el efecto tamaño independientemente del efecto impositivo.

CUADRO 4  
Rentabilidad en exceso  
Tamaño vs imposición  
Período 1967-84

	Dividendos vs Tamaño	$D_1$	$D_2$	$D_3$
$V_1$	$\bar{\epsilon}_i$ Desviación estándar	0,001125 (0,003804)	0,003955 (0,002256)	0,008693 (0,002398)
$V_2$	$\bar{\epsilon}_i$ Desviación estándar	-0,002906 (0,002846)	0,001414 (0,001666)	0,002785 (0,002370)
$V_3$	$\bar{\epsilon}_i$ Desviación estándar	-0,002562 (0,001631)	-0,004596 (0,001602)	-0,005861 (0,002113)

Por otro lado, al fijar el efecto tamaño, el efecto impositivo permanece aunque queda ligeramente disminuido. Aquellas empresas que pagan más dividendos obtienen, en efecto, rentabilidades en exceso superiores en relación a las que pagan pocos dividendos. Este resultado lo encontramos, sin embargo, solamente en las dos primeras filas, por lo que podemos concluir que el efecto impositivo se da con claridad entre las empresas pequeñas y medianas. Las empresas con una relación dividendo/precio mayor ganan una rentabilidad en exceso superior en 0,75 por 100 al mes al de las empresas con una relación dividendo/precio más baja.

Parece claro que no somos capaces de explicar el efecto tamaño por razonamientos impositivos, al menos recogiendo todos los meses entre 1967 y 1984. Podemos concluir, por lo tanto, que ambos efectos son independientes.

Los cuadros 5 y 6 contienen el mismo tipo de resultados para los períodos anterior y posterior a la reforma.

Tal como era de esperar, entre 1967 y 1978 solamente somos capaces de captar el efecto tamaño. Las empresas más pequeñas, una vez que el efecto impositivo

está controlado, ganan más rentabilidad (ajustada por riesgos) que las empresas grandes. Por ejemplo, aquellas empresas más pequeñas que pagan muchos dividendos en relación a su precio obtienen un exceso de rentabilidad significativo del 0,90 por 100 mensual sobre las empresas grandes que también pagan muchos dividendos en relación a su precio.

Sin embargo, controlando el efecto tamaño, no podemos encontrar nada significativo que justifique el efecto impositivo.

CUADRO 5  
Rentabilidad en exceso  
Tamaño vs imposición  
Período anterior a la Reforma 1967-78

	Dividendos vs Tamaño (antes de la Reforma)	$D_1$	$D_2$	$D_3$
$V_1$	$\bar{\epsilon}_i$ Desviación estándar	0,001595 (0,003255)	0,002881 (0,002061)	0,006423 (0,002365)
$V_2$	$\bar{\epsilon}_i$ Desviación estándar	0,000425 (0,002215)	-0,000365 (0,001746)	-0,001107 (0,002187)
$V_3$	$\bar{\epsilon}_i$ Desviación estándar	-0,000902 (0,001570)	-0,005219 (0,001713)	-0,002574 (0,002570)

CUADRO 6  
Rentabilidad en exceso  
Tamaño vs imposición  
Período posterior a la Reforma 1979-84

	Dividendos vs Tamaño (después de la Reforma)	$D_1$	$D_2$	$D_3$
$V_1$	$\bar{\epsilon}_i$ Desviación estándar	0,000187 (0,009421)	0,006101 (0,005389)	0,013232 (0,005409)
$V_2$	$\bar{\epsilon}_i$ Desviación estándar	-0,009570 (0,007272)	0,004973 (0,003560)	0,010569 (0,005322)
$V_3$	$\bar{\epsilon}_i$ Desviación estándar	-0,005882 (0,003741)	-0,003350 (0,003387)	-0,012434 (0,003612)

El cuadro 6 contiene estos mismos resultados para el período posterior a la reforma, vuelve a recoger ambos efectos independientemente. Controlando por el efecto tamaño, aquellas empresas que pagan muchos dividendos obtienen una rentabilidad en exceso sobre las que pagan pocos dividendos del 1,30 por 100 mensual para el grupo  $V_1$  y del 2,01 por 100 mensual para el grupo  $V_2$ . Al mismo tiempo, controlando por el efecto impositivo y para el grupo  $D_3$ , las empresas pequeñas ganan un 2,57 por 100 más que las grandes. Todos los resultados anteriores son estadísticamente significativos.

## 7. Conclusiones

Dada la evidencia empírica presentada independientemente por Rubio (1987) y Basarrate (1986) sobre la importancia en el proceso de formación de precios de los activos financieros del tamaño y del diferencial impositivo entre dividendos y ganancias de capital especialmente después de la Reforma Fiscal de 1977-78, este trabajo ha tenido, como especial motivación, estudiar si efectivamente dichos efectos pueden considerarse independientes en nuestro mercado de capitales.

En particular, en este trabajo se ha investigado si la variable que recoge el efecto de la imposición diferencial entre dividendos y ganancias de capital, expresado por la relación dividendo/precio, es el factor que explica la anomalía conocida como efecto tamaño. Los resultados empíricos parecen señalar que el efecto impositivo no desaparece cuando controlamos por tamaño, al menos cuando tenemos en cuenta los meses de febrero a diciembre después de la implantación de la Reforma Fiscal de 1977-78. Por otro lado, el efecto tamaño resulta ser una anomalía independiente de consideraciones impositivas. En definitiva, es posible concluir que ambos efectos resultan importantes en el proceso de formación de precios de los activos financieros.

### Apéndice. Imposición personal sobre la renta

Con la Reforma Fiscal de 1977-1978 el nuevo impuesto se perfila como un impuesto único sobre la renta de las personas físicas, dándole una mayor personalización y generalización al mismo al desaparecer los tradicionales impuestos de producto. Estos, tenían el carácter de exacción previa o única y definitiva si no llegaba a prevalecer la cuota resultante de la aplicación de la escala general con deducción de las cuotas de los impuestos a cuenta.

En el nuevo impuesto, los dividendos son tratados como renta ordinaria y sujetos al impuesto a tipos impositivos marginales. A su vez, las ganancias de capital no se gravan hasta que se realizan, y una vez realizadas se grava al cociente que se obtiene de dividir los incrementos de patrimonio entre el número de años en que dichos incrementos se han generado a tipo marginal y al resto se gravará a tipo medio. En un impuesto progresivo, el tipo marginal será siempre superior al tipo medio.



Debido a la nueva importancia que tiene el impuesto sobre la renta en España reflejado en el concluyente aumento de personas afectadas, así como el incremento que se registra en la base imponible a partir de 1979<sup>14</sup>, permite argumentar que la importancia relativa del diferencial impositivo entre dividendos y ganancias de capital ha aumentado.

CUADRO A1  
Declaraciones en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas  
y Evolución de la Base Imponible Declarada

Año	Número de contribuyentes*	Variación porcentual	Base imponibles**	Variación porcentual
1979	5.034.319	—	4.238.233	—
1980	5.776.620	14,74	5.197.273	22,63
1981	6.021.976	4,25	6.093.646	17,25
1982	6.274.068	4,19	6.746.969	10,72
1983	6.414.466	2,24	7.634.386	13,15

Fuente: Memoria de la Administración Tributaria, Ministerio de Economía y Hacienda, 1984.

\* No están incorporados los datos correspondientes al País Vasco y Navarra.

\*\* En millones de pesetas.

## Referencias

- Banz, R. (1981): «The relationship between return & market value of common stocks», *Journal of Financial Economics*.
- Basarrate, B. (1986): «La Influencia de la Imposición Asimétrica entre Dividendos y Ganancias de Capital en la Valoración de Activos Financieros con Riesgo: Consecuencias de la Reforma Fiscal de 1977-1978», Tesis doctoral no publicada, Universidad del País Vasco.
- Fama, E. F. (1976): *Foundations of Finance*, Basic Books Inc.
- Green, J. (1980): «Taxation and the Ex-Dividend Day Behaviour of Common Stock Prices», National Bureau of Economic Research, W.P. 496, Cambridge, Mass.
- Keim, D. (1983): «Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence», *Journal of Financial Economics*.
- Keim, D. (1985): «Dividend Yields and Stock Returns: Implications of Abnormal January Returns», *Journal of Financial Economics*.
- Litzenberger, R., y Ramaswamy, K. (1979): «The effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence», *Journal of Financial Economics*, junio.
- Miller, M., y Scholes, M. (1982): «Dividends and Taxes: Some Empirical Evidence», *Journal of Political Economy*.
- Morrison, D. F. (1976): *Multivariate Statistical Methods*, 2.ª edición, MacGraw-Hill Book Company.
- Palacios, J. A. (1973): «The Stock Market in Spain: Tests of Efficiency and Capital Market Theory», Tesis doctoral no publicada, Stanford University.
- Reinganum, M. R. (1981): «Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earning's Yield and Market Values», *Journal of Financial Economics*.

<sup>14</sup> El número de declaraciones presentadas, así como la evolución de la renta neta declarada en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas, se recogen en el cuadro A1.

Rubio, G. (1986): «Análisis multivariante del Cero-beta CAPM: El mercado español de Capitales», *Revista Española de Economía*.

Rubio, G. (1987): «Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market», *Journal of Banking and Finance*.

Shanken, J. (1982): «An Analysis of the Traditional Risk-Return Model», Tesis doctoral no publicada, Carnegie-Mellon University.

### **Abstract**

This paper investigates whether the anomaly known as the size effect can be explained by the asymmetric tax treatment of income received in the form of dividends and of capital gains. The results reported indicate that both effects are independent and equally relevant on asset pricing.

*Recepción del original, julio de 1987.*

*Versión final, diciembre de 1987.*