

EL CAPM EN CHILE. EVIDENCIA DE REGULARIDADES EMPÍRICAS *

SERGIO ZUÑIGA J. **

RESUMEN

Este trabajo reporta los resultados de una investigación exploratoria respecto al Efecto Tamaño en los retornos accionarios chilenos. Usando datos mensuales del período 1989 a 1991 de la Bolsa de Comercio de Santiago, se estiman los Betas accionarios ajustados por transacciones discontinuas con base en la metodología de Scholes y Williams (1977), lo que permite estimar los Excesos de Retornos Acumulados para cada título accionario a través de la construcción de Portafolios de Control.

Los resultados en definitiva sugieren para nuestro caso un efecto tamaño, pero éstos no son significativos para ninguna de las submuestras, probablemente debido al bajo número de títulos transados en nuestro país y a la baja presencia bursátil del promedio de las acciones usadas en este estudio.

* El presente Artículo es una contribución especial del Autor para la Revista E.A.N.

** Ingeniero Comercial, Magister Finanzas Universidad de Chile. Académico Universidad de Tarapacá.

1. INTRODUCCIÓN

En Finanzas se han hecho grandes esfuerzos para determinar si un modelo de equilibrio de mercado como el CAPM (Capital Assets Pricing Model) es verificable. A través de diferentes pruebas se han obtenido efectos no deseados en el comportamiento de los títulos accionarios. Uno de estos comportamientos anómalos es el llamado Efecto Tamaño detectado originalmente por Banz (1981) y Reinganum (1981).

Ambos autores concluyen que el CAPM está mal especificado¹ al obtener evidencia de que las empresas pequeñas muestran persistentemente mayores retornos ajustados por riesgo que el resto de las empresas. Esto implicaría entonces que un factor adicional al riesgo sistemático de las empresas puede explicar significativamente su correspondiente retorno². Sin embargo, Banz y Reinganum encuentran que, adicionalmente, el tamaño bursátil de las empresas permite explicar estadísticamente los retornos³. Banz (1981) estudia la relación retorno residual a proporción del mercado para cinco portafolios de títulos ordenados por Betas, reportando resultados que muestran que el Efecto Tamaño no es lineal en el valor de mercado y que el principal efecto ocurre para empresas muy pequeñas. Su medición del retorno residual se basa en un modelo de tres factores, tal que considera Betas y Tamaño.

La investigación posterior continuó con Reinganum (1981) quien utiliza la alternativa paramétrica del APT como un caso más general al modelo CAPM de un período. El autor concluye que un APT parsimonioso no salva los problemas del CAPM, y portafolios de empresas pequeñas ganan en promedio 20% anual más que portafolios de grandes empresas, aún después de controlar por riesgo vía este modelo. Obtiene similar resultado independientemente de si el riesgo es medido con 3, 4 ó 5 factores.

Ese mismo año, Roll (1981) plantea que el riesgo no ha sido medido apropiadamente para las empresas pequeñas (el Beta), y que el error aparentemente se debe a la autocorrelación en los retornos causados por las transacciones poco frecuentes de las empresas pequeñas. Roll, sin efectuar una prueba directa de su proposición, da una detallada explicación de este problema de transacciones discontinuas, que fuera señalado ya por Lawrence Fisher (1966). Scholes y Williams (1977) y Dimson (1979) han propuesto similares metodologías de corrección de los Betas, las que en general consisten en incorporar términos

de adelanto y rezago en las estimaciones. Reinganum (1982) efectúa una prueba acerca de esta hipótesis de Roll (1981), obteniendo que, mientras la dirección del sesgo en la estimación del Beta es consistente con dicha hipótesis, la magnitud parece ser muy pequeña para poder explicar el Efecto Tamaño. Keim (1983) estudió luego con mayor detalle las características del efecto tamaño mostrando que persistentemente los retornos en Enero son superiores a los de los otros meses del año, y que este efecto no es explicado por el Beta o por el premio por riesgo, aún después de ajustar por transacciones discontinuas.

Un resultado particularmente interesante de su trabajo, como hemos dicho, fue la aparición de un Efecto Enero⁴. Este mes mostró un efecto tamaño muy superior a los otros once meses del año, meses en los que el efecto fue muy suave y similarmente comportado. Un efecto tamaño mensual del 15% es detectado en ese mes, en contraste con los otros meses que tienen un exceso de retorno del 2.5% mensual.

La investigación que aquí presentamos tiene por propósito entonces la detección del Efecto Tamaño para información chilena de retornos accionarios a través del modelo de CAPM tradicional. El trabajo se organiza comenzando con una descripción inicial de la metodología desarrollada, destacando los fundamentos básicos del modelo de valoración. Posteriormente se describe la base de datos y las empresas consideradas.

¹ Sin embargo existe ciertamente la ambigüedad de que el mercado bajo estudio no sea eficiente, a pesar de que implícitamente es lo que se supone.

² En otras palabras, si un modelo de valoración de títulos accionarios como el CAPM, es verdadero y apropiadamente medido, esperamos que el retorno sea una función positiva sólo del riesgo sistemático y no del tamaño de las empresas. Esto significa, por ejemplo, que dos empresas del mismo giro (y nivel de deuda) que enfrenten igual BETA, mantendrán en equilibrio iguales retornos esperados.

³ El procedimiento básico utilizado por ellos consiste en correr regresiones de corte transversal y series de tiempo a fin de obtener estimadores insesgados y eficientes del coeficiente de riesgo Beta, reduciendo el problema de error en las variables que surge de utilizar datos históricos como proxies de los datos esperados que requiere el modelo. Con base en los resultados de esta metodología, Reinganum (1981) afirma que del set de factores omitidos en el modelo, el tamaño parece tener mayor fuerza que otra anomalía, como puede ser el ratio E/P (Índices de utilidad a precio), es decir, que aún después de controlar por efecto E/P un fuerte efecto tamaño persiste, pero no aparece un efecto E/P cuando se controla por tamaño. Luego, el efecto E/P sería una proxy del efecto tamaño, pero no viceversa.

⁴ Entre las hipótesis que pueden explicar el efecto enero, Keim señala la "Tax loss selling Hypothesis" y la "Information hypothesis".

Los coeficientes betas estimados para estas empresas son corregidos por transacciones discontinuas para construir los portafolios de control y estimar los retornos residuales (excesos/déficits de retornos). Los resultados son obtenidos a través de 2 procedimientos paralelos, finalizando con una discusión de los mismos.

2. METODOLOGÍA Y ESTIMACIÓN

El procedimiento básico para la detección del efecto tamaño requiere del uso de un modelo de equilibrio de mercado. En particular, el CAPM de Sharpe (1964), Litner (1965) y Black (1972) satisface dicho requerimiento a pesar de estar sustentado en supuestos simplificadores de la realidad como son los siguientes: (a) los inversionistas son adversos al riesgo y que eligen portafolios eficientes maximizando el retorno esperado para un nivel dado de riesgo, (b) no hay impuestos o costos de transacción, (c) hay tasas idénticas de endeudamiento y préstamo, (d) los inversionistas están en completo acuerdo con sus expectativas acerca de activos individuales y (e) los retornos de los activos tienen una distribución normal multivariada. Con ello, si el modelo es correcto y los mercados de activos son eficientes, los retornos de los títulos seguirán en promedio la siguiente relación:

$$E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f) \beta_i$$

donde,

$E(R_i)$	=El retorno esperado sobre el activo i ,
R_f	=El retorno de un activo libre de riesgo ⁵ ,
$E(R_m)$	=El retorno esperado sobre el portafolio de mercado de todos los títulos transables.
β_i	= La sensibilidad del activo i al movimiento del mercado (Beta).

Como los valores esperados de la ecuación anterior no son observables, deben ser estimados a partir de información histórica, lo que genera el ya señalado problema de error en las variables. Uno de los mejores métodos disponibles de estimación involucra el uso combinado de regresiones en series de tiempo y en corte transversal, que fuera desarrollado originalmente por Black, Jensen y Scholes (1972), Fama y Macbeth (1973), Black y Scholes (1974), y descrito por Fama (1976).

La idea central radica en que el problema de error en la variables puede reducirse a través del agrupamiento de activos en portafolios de mínima varianza⁶ y esto sólo se logra cuando los portafolios contienen un razonable número de activos. Para

nuestro caso, ésta es entonces un limitante para la estimación de los Betas del modelo con información chilena ya que probablemente el número de empresas que cumplan cierto requisito mínimo de transabilidad oscile alrededor de 100 empresas. Con ello no es posible construir un número suficiente de portafolios con diferentes activos, tales que se pueda correr regresiones de corte transversal sobre los parámetros estimados de los mismos.

Esta limitante nos lleva a estimar betas de activos individuales sólo con series de tiempo, implicando asumir el consecuente comportamiento estable de los parámetros estimados a través del tiempo, supuesto que puede no ser verdadero en nuestro país para períodos mayores de 3 años, razón por la cual el tamaño muestral se vio limitado de esta forma. Como proxy del retorno del portafolio de mercado se seleccionó, a pesar de sus limitaciones⁷, el IGPA (Índice General de Precios Accionarios) de la Bolsa de Comercio de Santiago, que se compone de la mayoría de las acciones con cotización bursátil de nuestro país y que mide los cambios en precios a través de variaciones en el patrimonio bursátil de las diferentes sociedades componentes de los 5 rubros básicos. Si bien este índice no está corregido por dividendos, la incidencia de los mismos sobre el índice probablemente no es tan importante debido a que los montos de dividendos como fracción del patrimonio bursátil es relativamente baja. Luego, si las políticas de distribución de dividendos de las empresas son relativamente estables, esperamos que el efecto de los dividendos sobre el IGPA sea pequeño. Para las estimaciones de retornos se utilizó información de la Bolsa de Comercio de Santiago para el período 1988 a 1991 de los precios de cierre

⁵ R_f es la tasa de retorno sobre un activo libre de riesgo o la tasa de retorno de un activo con cero correlación con el mercado, de acuerdo con la extensión de Fisher Black al CAPM. Ver Nota (15).

⁶ Los autores señalados estiman betas finales de portafolios. Los betas individuales sólo sirven para reordenar periódicamente los portafolios. Así, por ejemplo, si bien el portafolio de mayores betas va cambiando de composición en términos de los títulos que lo integran, se supone que el beta medio de este portafolio es estable en el tiempo y entonces es útil para efectuar otras pruebas a partir de él. El hecho de que los portafolios tengan mínima varianza (dentro del portafolio) sugiere que el portafolio está bien construido y su valor medio es representativo.

⁷ Un grupo de problemas de cualquier proxy del índice de mercado fueron descritos por Roll (1977) y tales críticas se refieren a que el verdadero índice de mercado debe contener todos los activos riesgosos de la economía (incluyendo por ejemplo capital humano) y no sólo los accionarios, lo que hace su obtención prácticamente imposible. Adicionalmente, una prueba del CAPM debe resultar tautológica si se logra usar el verdadero índice de mercado.

diarios para todas las acciones inscritas. De este archivo se seleccionó aquellas empresas que en el período bajo estudio hayan registrado transacciones en a lo menos 6 meses de cada año. Si bien la medida es arbitraria, fue utilizada para ampliar nuestra muestra a otras empresas adicionales a las 40 que considera por ejemplo el IPSA. Con ello, el número de empresas disponibles para el estudio creció a 102.

De esta información se extrajo el primer día de transacción de cada mes y se procedió a calcular las rentabilidades mensuales y a efectuar los ajustes por variaciones de capital y dividendos para obtener los retornos nominales mensuales iniciales (luego se obtendrán los reales) que consideraron emisiones liberadas, dividendos optativos, dividendos en dinero, repartos de capital, canjes y emisiones pagadas. Para la estimación empírica de los Betas, un modelo con mayor flexibilidad que el CAPM, pero que encuentra en él su sustento teórico, es el Modelo de Mercado, el que debe ser estimado con retornos reales (el Beta así estimado, en general, no es el mismo del que se obtiene con retornos nominales). Este modelo fue el utilizado en su expresión ex-post, es decir:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \epsilon_{it}$$

donde,

- r_i = el retorno real del activo i en el período t
- r_{mt} = el retorno del mercado en el período t
- α_i = el coeficiente de posición del activo i

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(r_i, r_m)}{\text{var}(r_m)}$$

ϵ_{it} = el error aleatorio del activo i en el período t

Los Betas, que son obtenidos para cada activo individual por medio de regresiones de series de tiempo para los retornos reales, fueron corregidos por transacciones no frecuentes por la metodología de Scholes y Williams⁸.

De acuerdo a los autores, el Beta corregido se define como:

$$\beta(S-W) = \frac{\beta(r_{mt-1}) + \beta(r_{mt}) + \beta(r_{mt+1})}{1 + (2 \times \theta_m)}$$

donde,

$\beta(S-W)$ = Beta de Scholes y Williams

$$\beta(r_{mt-1}) = \frac{\text{cov}(r_{it}, r_{mt-1})}{\text{var}(r_{mt-1})}$$

que corresponde al Beta obtenido rezagando el retorno del mercado en 1 período.

$$\beta(R_m) = \frac{\text{cov}(r_{it}, r_{mt})}{\text{var}(r_{mt})}$$

que corresponde a la definición tradicional del Beta.

$$\beta(r_{mt+1}) = \frac{\text{cov}(r_{it}, r_{mt+1})}{\text{Var}(r_{mt+1})}$$

que corresponde al Beta obtenido adelantando el retorno del mercado en 1 período.

$$\theta_m = \frac{\text{cov}(r_{mt}, r_{mt-1})}{\sigma(r_{mt}) \cdot \sigma(r_{mt-1})}$$

que corresponde al coeficiente de autocorrelación de primer orden del retorno del mercado. Ordenando los activos por riesgo decreciente se obtienen cinco portafolios⁹, donde cada portafolio tiene un número similar de acciones (aproximadamente 20). En el Cuadro No 1 se muestran algunas características de los Betas corregidos de éstos portafolios.

CUADRO No 1
ESTADÍSTICAS DE LOS BETAS ESTIMADOS

Portafolio	BETAS:			
	menor	medio	mayor	desv.st.
1	1.2647	1.4983	2.4816	0.2888
2	1.0123	1.1237	1.2605	0.0697
3	0.7046	0.8613	1.0103	0.0828
4	0.4035	0.5432	0.6951	0.0898
5	-0.6030	0.0028	0.3865	0.2828

⁸ Una metodología de corrección similar a la de Scholes y Williams es la propuesta por Dimson (1979), que sin embargo ha sido criticada por Fowler y Rorke (1983), quienes concluyen que el procedimiento de Dimson es incorrecto y no se puede esperar que generalmente entregue estimaciones consistentes de los Betas. Afirman que el procedimiento de Scholes y Williams sí lo es, y en definitiva aquí utilizamos sólo este último.

⁹ La selección del número de portafolios es ciertamente arbitraria, sin embargo se analizó la posibilidad de construir 3, 5 ó 10 portafolios. Para el primer caso, si bien el número de activos en cada portafolio era satisfactorio, el rango de Betas en cada portafolio era excesivo. Para el caso de 10 portafolios, si bien el rango de betas era menor, el número de títulos en cada portafolio era insatisfactorio.

Los portafolios 1 y 5 presentan las mayores dispersiones, indicando que los betas extremos son menos representativos del grupo a que pertenecen. Como veremos, este resultado resta potencia a las pruebas y conclusiones obtenibles particularmente para éstos portafolios extremos.

3. RETORNOS RESIDUALES Y TAMAÑO

La metodología seguida busca asociar retornos residuales (excesos-déficits de retornos efectivos en relación a los esperados) con el tamaño de cada empresa y detectar un determinado comportamiento en esta relación.

Para ello se mide el retorno esperado a través de Portafolios de Control, tal que la serie de retornos medios de cada portafolio se constituye, por definición, en la serie de retornos esperados del portafolio.

El grado de eficiencia de este procedimiento será función directa sin embargo del número de títulos contenidos en cada portafolio, los que sabemos son relativamente pocos. Dos son los pasos básicos seguidos para determinar la relación buscada:

i) **CONSTRUCCIÓN DE LOS PORTAFOLIOS DE CONTROL:** Al ordenar las acciones en base a su riesgo Beta, se construyeron 5 portafolios con similar número de activos cada uno según se indicó en el Cuadro No 1. Entonces se calcula el retorno promedio simple de cada mes para cada portafolio. La serie de retornos promedios mensuales obtenida es llamada entonces Portafolio de Control, y se asume que corresponde a la serie de retornos representativa de cada portafolio (esperada).

Así por ejemplo, el portafolio 1 contendría los títulos con mayor riesgo dentro de la muestra, y la serie de retornos con menor riesgo se encontraría en el portafolio 5. De esta forma, esta metodología tiene la ventaja de que no requiere obtener las series de retornos esperados para cada título directamente del modelo, sino que dichas expectativas se obtienen más bien de las series de retornos de cada portafolio de control.

Como los retornos de cada portafolio de control corresponden al retorno esperado de cada portafolio, de hecho se espera que el portafolio 1 tenga una serie de retornos promedio superior a la de los demás portafolios.

En el siguiente cuadro resumen nuestras estimacio-

nes con algunos estadísticos de los retornos mensuales de cada uno de los 5 portafolios de control:

CUADRO No 2
SERIE DE RETORNOS DE LOS
PORTAFOLIOS DE CONTROL
(En porcentajes mensuales)

Fecha	P-1	P-2	P-3	P-4	P-5
88 11	0.24	3.95	3.99	1.11	1.17
88 12	0.82	4.87	6.85	3.52	-0.68
89 01	15.54	12.96	5.96	5.33	2.47
89 02	3.83	7.80	6.78	3.28	0.60
89 03	7.13	4.45	5.07	2.80	-2.29
89 04	10.07	12.35	3.76	8.79	2.68
89 05	1.05	2.82	8.20	5.98	4.94
89 06	-8.63	-5.26	-6.24	-4.76	0.54
89 07	-4.16	1.24	-3.20	-1.82	-1.16
89 08	-5.97	-8.87	-0.36	-0.95	10.84
89 09	-2.51	-0.33	-1.02	-0.90	-1.58
89 10	5.57	11.24	17.93	-1.33	7.84
89 11	-1.45	5.41	16.78	4.05	0.83
89 12	7.78	13.45	8.83	6.49	1.51
90 01	1.86	7.65	4.57	0.95	-5.83
90 02	10.74	12.40	9.02	4.63	2.04
90 03	-4.94	1.60	5.71	17.28	12.63
90 04	-4.58	-4.49	-1.30	5.69	5.35
90 05	-5.11	-2.48	-1.27	2.00	1.64
90 06	2.24	1.77	0.56	4.29	6.01
90 07	-6.48	-2.58	3.92	-0.01	-1.73
90 08	-2.16	5.40	1.12	5.82	2.25
90 09	-7.88	-6.58	-6.44	-2.87	-1.32
90 10	0.61	-2.27	-5.31	-4.00	-0.30
90 11	15.47	19.20	14.59	7.99	2.43
90 12	11.29	12.33	15.42	5.25	6.03
91 01	13.10	10.47	7.93	4.87	1.31
91 02	23.78	27.28	16.04	16.75	5.82
91 03	35.57	8.14	10.89	19.19	4.51
91 04	1.47	-2.55	-3.51	2.99	11.19
91 05	10.62	7.80	12.26	5.97	13.06
91 06	20.68	11.61	4.56	18.27	3.06
91 07	21.76	9.05	15.21	12.99	3.58
91 08	38.76	22.43	8.76	6.98	4.51
91 09	5.08	15.31	13.46	8.08	3.81
91 10	-12.55	-10.08	-6.03	-3.26	4.32
Media	5.52	5.76	5.37	4.76	3.11
Desv.St.	11.69	8.48	7.00	6.04	4.17
Coef.Var.	2.11	1.47	1.30	1.27	1.34

Tanto la media como la varianza de los retornos muestran los resultados que esperábamos encontrar, por cuanto aquellos portafolios con mayor Beta han de tener un mayor retorno promedio y viceversa. La relación no se cumple sólo para los portafolios 1 y 2, pero la diferencia de retorno entre ambos es relativamente pequeña (0.24% mensual). El portafolio 1 tiene una mayor dispersión de retornos, por lo que es posible que algunas observaciones extremas estén reduciendo el retorno medio del mismo.

ii) CALCULO DE LOS EXCESOS DE RETORNO ACUMULADOS: Restando el retorno mensual de cada activo respecto al retorno mensual de su correspondiente portafolio de control, se obtienen 102 series de excesos-déficits de retorno (una serie para cada empresa), tal que cada una representa desviaciones respecto a su retorno esperado. Al acumulado individual de estos excesos-déficits de retornos los llamamos Retornos Residuales (Excesos de Retornos Acumulados) y entregan una medida final de retornos divergentes respecto a los esperados. Es decir:

$$E.R.A.i = \sum_{t=1}^{t=36} (R_{it} - R_{pt})$$

donde,

- E.R.A.i = exceso de retorno del activo i
- R_{it} = retorno del activo i en el mes t
- R_{pt} = retorno del portafolio de control en el mes t

Como deseamos detectar un comportamiento sistemático de los excesos de retornos acumulados en relación al tamaño de las empresas, efectuamos nuestra estimación del tamaño usando información bursátil en lugar de información contable. Pero el cálculo del valor de mercado de una empresa pasa por la valoración de su patrimonio y de los diferentes tipos de deuda, de tal modo que una proxy del tamaño es simplemente utilizar su patrimonio bursátil. Esta ha sido la metodología utilizada en los estudios pioneros de Banz, Reinganum y Keim, y será entonces la que aquí aplicaremos. El patrimonio bursátil de una empresa es el número de acciones en circulación multiplicado por el precio de cierre. Se han obtenido los patrimonios bursátiles nominales a diciembre de 1989, 1990 y 1991 respectivamente, utilizando para ello la información contenida en las FECU (Ficha Estadística Codificada Uniforme) proporcionadas por las empresas a la Superintendencia correspondiente. Esta información fue corregida por la

inflación del período para obtener los patrimonios reales de cada año expresados en moneda de 1991. Posteriormente los 3 años son promediados, para obtener así una apropiada estimación del Patrimonio Bursátil medio de cada compañía en el período bajo estudio.

4. RESULTADOS

Con el objeto de relacionar estadísticamente excesos de retornos y patrimonio se desarrollaron dos procedimientos, uno de los cuales es el de promedios y el segundo consistió en correr regresiones de corte transversal. Como veremos, los resultados obtenidos en ambos casos fueron similares.

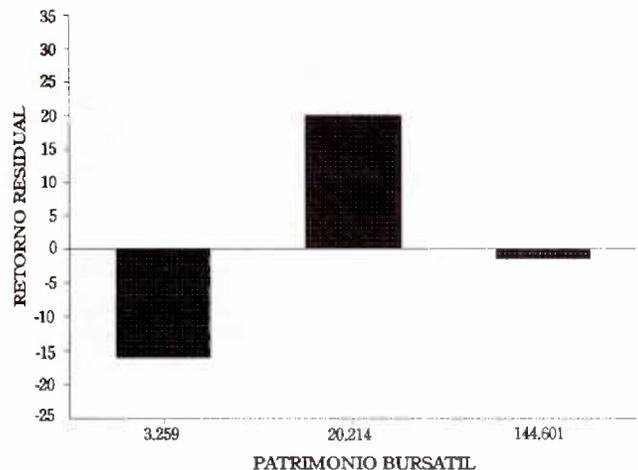
i) ANÁLISIS DE PROMEDIOS

Ordenando la muestra en base al valor de mercado, fue entonces subdividida en tercios, quintiles y deciles para calcular los promedios de patrimonio y de retorno residual de cada subdivisión. Los resultados para cada caso se presentan a continuación.

**CUADRO No 4
SUBDIVISIÓN EN TERCIOS**

TERCIO	PAT.BURSÁTIL (\$ 000.000)	RETORNO RESIDUAL (%)	
Pequeñas	3.259 (0,714)	-16,00	<112,78>
Medianas	20.214 (0,448)	20,00	<116,46>
Grandes	144.601 (1,089)	-1,46	<87,54>

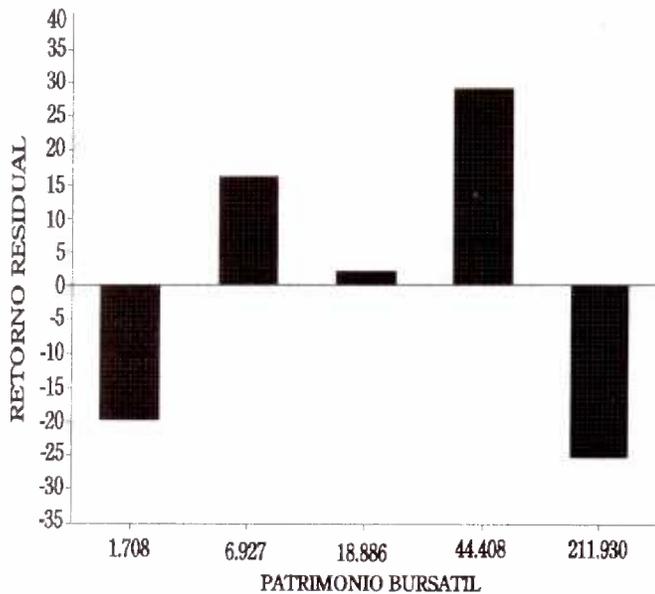
coeficientes de variación entre paréntesis ()
desviaciones estándares entre paréntesis <>



**CUADRO No 5
SUBDIVISIÓN EN QUINTILES**

QUINTIL	PAT.BURSÁTIL (\$ 000.000)	RETORNO RESIDUAL (%)	
Pequeñas	1.708	(0,565)	<-19,70 <120,38>
2	6.927	(0,342)	16,05 <-111,24>
3	18.886	(0,282)	1,98 <-114,24>
4	44.408	(0,202)	28,94 <-37,46>
Grandes	211.930	(0,832)	-25,30 <-67,73>

coeficientes de variación entre paréntesis ()
desviaciones estándares entre paréntesis <>



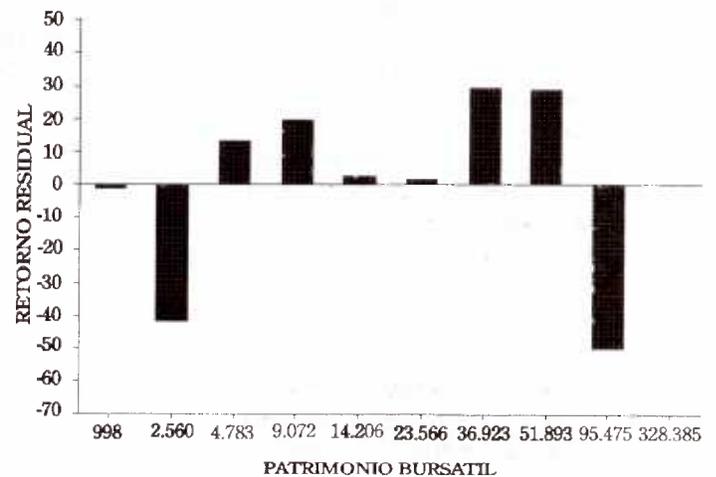
El comportamiento gráfico de las relaciones anteriores ciertamente difiere de la detectada en los estudios realizados previamente en los Estados Unidos. Por ejemplo Banz (1983) muestra una relación con la forma de U, mientras que nuestras estimaciones se acercan más bien a una relación inversa, donde las empresas grandes y pequeñas tienen retornos por debajo de los esperados. Sin embargo, un vistazo más cercano para el caso de los deciles muestra que las empresas de los extremos, es decir muy grandes y muy pequeñas, se ajustan a las expectativas. En todo caso, las relaciones obtenidas no son lineales, sugiriendo entonces algún tipo de este efecto tamaño.

El cálculo de los coeficientes de variación para cada subgrupo de tamaño nos muestra que sistemáticamente los grupos extremos tienen la

**CUADRO No 6
SUBDIVISIÓN EN DECILES**

DECIL	PAT.BURSÁTIL (\$ 000.000)	RETORNO RESIDUAL (%)	
Pequeñas	998	(0,527)	-1,30 <-73,44>
2	2.560	(0,243)	-41,78 <-156,57>
3	4.783	(0,201)	12,73 <-101,92>
4	9.072	(0,117)	19,37 <-119,75>
5	14.206	(0,144)	2,42 <-89,91>
6	23.566	(0,126)	1,54 <-134,22>
7	36.923	(0,093)	29,33 <-88,12>
8	51.893	(0,117)	28,55 <-116,15>
9	95.475	(0,257)	-50,36 <-60,11>
Grand.	328.385	(0,566)	-0,23 <-65,60>

coeficientes de variación entre paréntesis ()
desviaciones estándares entre paréntesis <>



mayor dispersión, principalmente en el caso del tercio de las empresas más grandes.

Esto nos indica que nuestras predicciones acerca del comportamiento de los mismos será aún menos confiable que en los otros grupos.

ii) ANÁLISIS DE REGRESIÓN

El segundo procedimiento busca obtener una medida acerca del grado de confiabilidad de nuestras estimaciones.

Estas pruebas consistieron en correr regresiones de corte transversal sobre un modelo que relaciona los retornos de cada activo con su Beta y con su Tamaño, tal como el propuesto por Banz (1983):

$$r_i = \alpha_1 + \alpha_2 \text{BETA}_i + \alpha_3 \left(\frac{\phi_i - \phi_m}{\phi_m} \right) + \epsilon_i$$

donde,

r_i = retorno promedio de los retornos mensuales del activo i .

BETA_i = coeficiente de riesgo beta del activo i

ϕ_i = tamaño bursátil promedio del activo i

ϕ_m = $\sum \phi_i$, es decir el tamaño bursátil del mercado.

α_1, α_2 y α_3 son los parámetros a estimar.

El modelo plantea un CAPM más general al descrito anteriormente en el sentido de que incorpora una segunda variable explicando los retornos, de tal modo que si el coeficiente α_3 es no estadísticamente diferente de cero, habrá alguna evidencia de que el CAPM tradicional es verdadero y viceversa. Por otro lado, el modelo implica que se ha expresado el patrimonio de cada título en términos de su proporción del mercado. El usar proporciones de mercado en lugar del tamaño de cada empresa directamente, sólo incidirá en el coeficiente estimado, pero no en la significancia estadística del mismo. Adicionalmente, los Betas estimados de cada título corresponden, como hemos dicho, al beta promedio del período bajo estudio, los que suponemos estables.

Para efectos de análisis se ordenaron las empresas por proporción del mercado (tamaño), de mayor a menor el total dividido en dos y el total dividido en tres. No se estimó conveniente efectuar mayores divisiones a la muestra por cuanto el número de sociedades componentes de cada subdivisión caería por debajo de las 30 empresas, perjudicando aún más la confiabilidad de las estimaciones. Un resumen de los outputs computacionales se presentan a continuación:

EMPRESAS	BETA	PATRIMONIO BURSÁTIL (%)	R ²
1-102	1.387	-0.016	0.054
todas	(2.354)	(-0.099)	

(estadísticos t-student entre paréntesis)

El coeficiente Beta aparece como una variable apropiada para explicar los retornos accionarios del total de las empresas y en la dirección esperada, es decir positivamente. Sin embargo la segunda vari-

able, tamaño, no aparece significativa, aunque sugiere una relación promedio del tipo negativa, es decir, que empresas pequeñas tienen como promedio un retorno muy levemente superior al resto de las empresas, aunque la probabilidad de equivocarnos en esta afirmación es alta.

EMPRESAS	BETA	PATRIMONIO BURSÁTIL (%)	R ²
1-51 Grandes	-0.550 (-0.565)	-0.034 (-0.218)	0.008
52-102 Pequeñas	2.042 (2.641)	3.132 (0.550)	0.140

Al dividir la muestra, para las empresas grandes el Beta ya no tiene poder explicativo y el signo del coeficiente es negativo, lo que carece de sentido teórico-económico. El coeficiente del tamaño vuelve a tener signo negativo, y una baja significancia. Para las empresas pequeñas los resultados se ajustan mucho mejor a lo esperado. El R² cuadrado también es algo mayor que para las empresas grandes, por lo que el ajuste general es mejor. La significancia se aprecia sin embargo reducida, probablemente debido a la reducción del número de observaciones en cada grupo.

EMPRESAS	BETA	PATRIMONIO BURSÁTIL (%)	R ²
1-34 Grandes	-1.948 (-1.320)	-0.036 (-0.253)	0.060
35-68 Medianas	0.403 (0.379)	-0.080 (-0.023)	0.004
69-102 Pequeñas	2.397 (2.515)	1.115 (0.060)	0.190

Estadísticos t-student entre paréntesis.

Para este caso los resultados confirman nuestros hallazgos previos. En particular el tercio de las empresas pequeñas muestra el mayor efecto del tamaño y del Beta por sobre los retornos promedios. Si bien

este efecto tamaño no es significativo, el signo positivo indica que las empresas más pequeñas han obtenido en promedio mayores retornos que los esperados.

5. CONCLUSIONES

Los resultados sugieren un comportamiento poco estable de la información, razón por la que el efecto buscado no es persistente en los diferentes grupos o portafolios en que es estudiada. El bajo número de acciones transadas en nuestro país unida a la escasa presencia bursátil de la gran mayoría de ellas conlleva a que el método no sea lo suficiencia deseada.

El análisis de promedios muestra un Efecto Tamaño, que para el caso de empresas grandes, medianas y pequeñas, puede ser descrito como diferente del reportado por los principales trabajos sobre el tema en los EEUU. Sin embargo dicho efecto no es significativo por cuanto siempre está bajo los niveles mínimos estándares deseables de confiabilidad estadística (como por ejemplo al 95% de confianza). En definitiva no podemos ser concluyentes respecto a la existencia o no de tal efecto, así como no podemos rechazar su inexistencia, problema que es atribuido principalmente a las deficientes características de la muestra.

REFERENCIAS

- Banz, Rolf. "The relationship between Return and Market Value of Common Stocks". *Journal of Financial Economics* 9 (1981), págs. 3-18.

- Reinganum, Marc. "Misspecification of Capital Asset Pricing". *Journal of Financial Economics* 9 (1981) págs. 19-46.

En el capítulo 2 se revisará con cierto detalle el CAPM y las limitaciones de su contrastación empírica.

- Reinganum, Marc. "The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results". *Journal of Finance* 2 (1981), págs. 313-321.

- Roll, Richard. "A possible explanation of the small Firm Effect". *Journal of Finance* 4 (1981), págs. 879- 888.

- Fisher, Lawrence. "Some new stock market indexes". *The Journal of Business* 1 (1966), págs. 191-209.

- Scholes, Myron y Williams, Joseph. "Estimating Betas from nonsynchronous data". *Journal of Financial Economics* 5 (1977), págs. 309-327.

- Dimson, Elroy. "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading". *Journal of Financial Economics* 7 (1979), págs. 197-226.

- Reinganum, Marc. "A direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effects". *Journal of Finance* 37 (1982), págs. 27-35.

- Keim, Donald. "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality". *Journal of Financial Economics* 12 (1983), págs. 13-32.

- Sharpe, William. "Capital Asset Prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk". *Journal of Finance* (1964), págs. 425-442.

- Lintner, James. "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in Stocks Portfolios and Capital Budgets". *Review of Economics and Statistics* (1965), págs. 13-37.

- Black, Fisher. "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing". *The Journal of Business*, julio 1972, págs. 444-455.

- Black, Jensen y Scholes. "The capital asset pricing model: Some empirical tests". *Studies in the theory of capital markets* (1972). Praeger, New York.

- Fama, Eugene y MacBeth, James. "Risk, return and equilibrium: Some empirical tests". *Journal of Political Economy* 71 (1973), págs 607-636.

- Black, Fisher y Myron Scholes. "The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns". *Journal of Financial Economics* 1. (1974). págs. 1-22.

- Fama, Eugene. "Foundations of Finance". Basic Books. New York (1976).

- Roll, Richard. "A critique of the asset pricing theory's tests: Parts I". *Journal of Financial Economics* 4 (1977), págs. 120-176,

- Fowler, David y Harvey Rorke. "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading". *Journal of Financial Economics* 12 (1983), págs. 279-283.