

INDICE

ARTICULOS

VITTORIO CORBO. Las reformas económicas en Chile: una síntesis	9
JUAN ANTONIO MORALES. Ajuste macro-económico y reformas estructurales en Bolivia, 1985-1994	43
LUCIA ROMERO y WALDO MENDOZA. El modelo IS-LM en una economía dolarizada	75
GLORIA CANALES y ALAN FAIRLIE. Dinámica de precios relativos en regímenes alternativos	95
CARLOS FERNANDO WONG. Notas sobre la estimación de prestaciones a otorgarse en el Sistema Privado de Pensiones (SPP)	121
JORGE ROJAS. La reforma del sistema financiero peruano, 1990-1995	149
SERGIO ZUÑIGA. Retornos accionarios y efecto tamaño: un análisis del caso chileno entre 1988 y 1991	199

RESEÑAS

MAXIMO VEGA-CENTENO. Matemáticas para el análisis económico de Malaspina, J. Uldarico. ALAN FAIRLIE REINOSO. Teoría económica empresa y desarrollo de Gerbolini, Gian Flavio. MAXIMO VEGA-CENTENO. Buscando salidas. Ensayos sobre la pobreza de Iguñiz, E. Javier.	225
--	-----

RETORNOS ACCIONARIOS Y EFECTO TAMAÑO: Un análisis del caso chileno entre 1988 y 1991

Sergio Zúñiga¹

1. INTRODUCCION

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 descados 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 especificado² al obtener evidencia de que las empresas pequeñas muestran persistentemente mayores retornos ajustados por el 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 retorno³. Sin embargo, Banz y Reinganum encuentran que,

-
- 1 Ingeniero Comercial; Magister en Finanzas, Universidad de Chile. Profesor en la Universidad de Tarapacá.
 - 2 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.
 - 3 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 significaría, por ejemplo, que dos empresas del mismo giro (y nivel de deuda) que enfrenten igual BETA, mantendrán en equilibrio iguales retornos esperados.

adicionalmente, el tamaño bursátil de las empresas permite explicar estadísticamente los retornos⁴. 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) planteó 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 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 de año, y que este efecto

4 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 proxys de los datos esperados que requiere el modelo. En base a 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 (índice 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.

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 Enero. Este mes mostró un efecto tamaño muy superior a los otros once meses del año. 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. 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. METODOLOGIA Y ESTIMACION

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 riesgo⁵,
 $E(R_m)$ = 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 producirse 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 una limitación para la estimación de los Betas del modelo con información chilena ya que probablemente el número de empresas que cumplen 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 limitación 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 Chile para períodos mayores de 3 años, razón por la cual el tamaño.

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.

Como proxy del retorno del portafolio de mercado se seleccionó, a pesar de sus límites⁷, 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 Chile y que mide los cambios de las acciones 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 diarios para todas las acciones inscritas. De este archivo se seleccionó aquellas empresas que en el período bajo estudio hayan registrado transacción en por 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, según Anexo 1. 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:

7 Un grupo de problemas de cualquier proxy del índice de mercado fueron descritos por Roll (22) y tales críticas se refieren a que el 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.

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

donde,

$$\begin{aligned} r_{it} &= \text{el retorno real del activo } i \text{ en el período } t \\ r_{mt} &= \text{el retorno del mercado en el período } t \\ \alpha_i &= \text{el coeficiente de posición del activo } i \\ \varepsilon_{it} &= \text{el error aleatorio del activo } i \text{ en el período } t \end{aligned}$$

y adicionalmente,

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

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:

$$\beta_{s-w} = \frac{\beta_{r_{mt-1}} + \beta_{r_{mt}} + \beta_{r_{mt+1}}}{1 + [2\theta_m]}$$

donde,

$$\beta_{s-w} = \text{Beta de Scholes y Williams, y}$$

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

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

$$\beta_{r_m} = \frac{\text{cov}(r_{it}, r_{mt})}{\text{var}(r_{mt})}$$

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.

corresponde a la definición tradicional del Beta. Adicionalmente,

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

corresponde al Beta obtenido adelantando el retorno del mercado en 1 período. Por último,

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

corresponde al coeficiente de autocorrelación de primer orden del retorno del mercado (DS es la desviación estándar). Los resultados de estas estimaciones aparecen en el Anexo 1.

Ordenando los activos por riesgo decreciente se obtienen cinco portafolios⁹, donde cada portafolio tiene un número similar de acciones (aproximadamente 20). En el Cuadro 1 se muestran algunas características de los Betas corregidos de estos portafolios.

Cuadro 1
Estadística de los Betas Estimados

Portafolio	Betas			desv.st.
	menor	medio	mayor	
1	1.2647	1.4983	2.4816	0.2888
2	1.0123	1.0123	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

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 menos, 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 potencia las pruebas y conclusiones obtenibles particularmente para estos portafolios extremos.

3. RETORNOS RESIDUALES Y TAMAÑO

La metodología seguida busca asociar retornos residuales (excesos-déficits y 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 construyen 5 portafolios con similar número de activos cada uno según se indicó en el Cuadro 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. El Cuadro 2 resume nuestras estimaciones con algunos estadísticos de los retornos mensuales de cada uno de los 5 portafolios de control:

Cuadro 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	1.5	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	11.29	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) *Cálculo 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:

$$ERA_i = \sum_{t=1}^{36} [r_{it} - r_{pt}]$$

donde,

$$\begin{aligned} ERA_i &= \text{exceso de retorno del activo } i \\ r_{it} &= \text{retorno del activo } i \text{ en el mes } t \\ r_{pt} &= \text{retorno del portafolio de control en el mes } t \end{aligned}$$

Los Retornos Residuales estimados para cada una de las empresas aparecen en el Anexo 2. Nótese que la sumatoria de los acumulados de cada portafolio tiene suma cero, lo que favorece la verificación de los cálculos efectuados.

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 la 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. En el Anexo 3 se presenta el listado con la información de las estimaciones de Beta, Tamaño y Exceso de Retorno para cada empresa.

4. RESULTADOS

Con el objeto de relacionar estadísticamente excesos de retornos y patrimonio se desarrollaron dos procedimientos, uno de los cuales es el de promedio 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 en los Cuadros 4, 5 y 6.

Cuadro 4
Subdivisión en tercios

TERCIO	PAT BURSATIL (\$ 000.000)		PERIODO 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>

Coefficientes de variación entre paréntesis ()

Desviaciones estándares entre paréntesis <>

Cuadro 5
Subdivisión en quintiles

QUINTIL	PAT BURSATIL (\$ 000.000)		PERIODO RESIDUAL (%)	
Pequeñas	1.708	(0.565)	-19.70	<112.78>
2	6.927	(0.342)	16.05	<111.24>
3	18.886	(0.282)	1.98	<114.24>
4	44.408	(0.448)	28.94	<37.46>
Grandes	211.930	(1.089)	-25.30	<67.73>

Coeficientes de variación entre paréntesis ()

Desviaciones estándares entre paréntesis <>

Cuadro 6
Subdivisión en deciles

DECIL	PAT BURSATIL (\$ 000.000)		PERÍODO 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	14206	(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>
Grandes	328.385	(0.566)	-0.23	<65.60>

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 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 confiables 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):

$$r_i = \alpha_1 + \alpha_2 \beta_i + \alpha_3 \frac{(\phi_i - \phi_m)}{\phi_m} + \varepsilon_i$$

donde,

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

nalmente, 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, y se corrieron regresiones para el total de empresas, 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 componente de cada subdivisión caería por debajo de las 30 empresas, perjudicando aún más la confiabilidad de las estimaciones. Los outputs computacionales de todas estas regresiones están en el Anexo 4, pero un resumen de los mismos se presenta a continuación.

Cuadro 7
Total de Empresas

EMPRESAS	BETA	PATRIMONIO BURSATIL (%)	R ²
1-102 (todas)	1.387	-0.016	0.054
	(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 variable, 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.

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 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.

Cuadro 8
Subdivisión en dos Grupos

EMPRESAS	BETA	PATRIMONIO BURSATIL (%)	R ²
1-51 Grandes	-0.550 (-2.565)	-0.034 (-0.218)	0.008
52-102 Pequeñas	2.042 (2.641)	3.132 (0.550)	0.140

Cuadro 9
Subdivisión en Tres Grupos

EMPRESAS	BETA	PATRIMONIO BURSATIL (%)	R ²
1-34 Grandes	-1.948 (-1.320)	-0.036 (-0.255)	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 estudiado. El bajo número de acciones transadas en Chile, unida a la escasa presencia bursátil de la gran mayoría de ellas, conlleva a que el método no tenga la 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 Estados Unidos. Sin embargo, dicho efecto no es significativo por cuanto siempre está bajo el estándar mínimo deseable 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.

ANEXO 1

Empresas consideradas en el Estudio y Coeficientes de Riesgo Beta

1988.11 - 1991.10				
Coeficiente de autocorrelación = 0.318168				
NEMO	$\beta(rmt)$	$\beta(rmt-1)$	$\beta(rmt+1)$	$\beta(S-W)$
1 ANDINA	0.8631	0.3798	0.3687	0.9849
2 CAJAREASE	-0.2681	0.1061	0.1641	-0.1284
3 CAP	1.2567	0.2848	0.6071	1.3131
4 CARAMPANG	0.5439	0.5122	0.5601	0.9876
5 CAROLINA	0.7951	1.0605	0.3728	1.3618
6 CARTONES	1.0662	0.1100	0.5883	1.0783
7 CCT	0.8793	0.3044	0.6345	1.1112
8 CEMENTOS	0.9973	0.3600	0.4643	1.1132
9 CERVEZAS	0.9942	0.2711	0.6424	1.1659
10 CHILE-B	0.6892	0.4262	0.5378	1.0103
11 CHILECTRA	1.5283	0.1394	0.2472	1.1703
12 CHILEMAR	0.3128	0.3532	0.0888	0.4613
13 CHILGENER	1.3257	0.3719	0.273	01.2043
14 CHILQUINTA	0.6050	0.6517	0.2292	0.9081
15 CHOLGUAN	1.7697	0.5452	1.0058	2.0293
16 CIC	0.5008	0.8060	0.7388	1.2501
17 CLUBUNION	0.2145	0.8837	-0.2568	0.5142
18 COLINA	0.6162	0.4316	0.0853	0.6925

RETORNOS ACCIONARIOS Y EFECTO TAMAÑO

19 COLOSO	1.1686	0.0772	-0.0195	0.7494
20 CONATEL	0.4100	0.2208	0.0723	0.4297
21 CONCHATORO	1.2654	0.7179	0.4039	1.4588
22 CONSOGRAL	0.3486	0.5089	0.0962	0.5828
23 CONTINENT	0.9858	0.6177	0.2628	1.1405
24 COPEC	0.8141	0.1865	0.4265	0.8721
25 COUNTRY	0.4325	-0.0026	0.5426	0.5943
26 CRAIGHOUSE	0.0467	0.8564	-0.2353	0.4081
27 CREDITO	0.5988	0.6802	0.0794	0.8301
28 CRISTALES	0.3478	0.6259	-0.7869	0.1141
29 OTI	1.3828	0.5527	0.1271	1.2605
30 CUPRUM	0.1305	0.6643	0.0801	0.5347
31 EDELMAG	0.2771	0.2795	0.1037	0.4035
32 EDELNOR	1.1113	-0.0159	0.2224	0.5335
33 ELECDA	0.9630	-0.0016	0.0568	0.6227
34 ELECMETAL	0.9883	0.3130	0.1535	0.8891
35 ELECTRICID	0.9602	0.1702	0.3919	0.9303
36 EMEC	0.5665	0.0675	0.4961	0.6082
37 EMELAT	0.7571	0.4424	0.6426	1.1258
38 EMELSA	0.8023	0.3117	0.6804	1.0966
39 EMILIANA	1.0433	0.3544	0.8797	1.3917
40 ENACAR	1.3591	1.1968	0.4777	1.8539
41 ENDESA	1.2558	0.3308	0.5924	1.3316
42 ENERSIS	1.5756	0.2831	0.2809	1.3075
43 ENTEL	1.3733	0.4847	0.3359	1.3408
44 EPERVA	1.4729	0.3594	0.1966	1.2399
45 FOSFOROS	0.6113	0.7655	-0.2393	0.6951
46 GAS STGO	0.6692	0.4380	0.3884	0.9140
47 GE-CHILE	0.0558	0.2875	0.0245	0.2247
48 GOLF	0.0759	-0.2306	0.1217	-0.0202
49 GRANADILLA	1.2395	0.1301	1.0227	1.4620
50 GRANGE-B-	0.1779	-0.6370	0.1225	-0.4231
51 HABITAT	1.0285	0.0132	0.6622	1.0413
52 HIPICO	0.0800	0.0774	-0.0900	0.0412
53 HIPODROMO	0.1689	0.1679	-0.1209	0.1319
54 HORNOS	0.0088	0.4027	-0.1020	0.1892
55 IANSA	0.9909	-0.3071	0.6362	0.8067
56 INDISA	0.3886	0.3303	0.5182	0.7561
57 INDIVER	1.2584	0.2122	0.6302	1.2839
58 INDO-A	1.5855	-0.090	10.2371	1.0588
59 INDUGAS	0.7959	0.3127	0.5865	1.0360
60 INDUS	1.1383	0.8420	0.4720	1.4987
61 INFORSA	1.3455	0.1410	0.6097	1.2810

62 INMURBANA	-0.1984	0.5039	0.0940	0.2441
63 INTEROCEAN	0.9282	0.7871	-0.0588	1.0123
64 INVIESPA	-0.4572	0.1541	-0.6835	-0.6030
65 IQUIQUE	0.2301	0.4219	0.1404	0.4842
66 LABCHILE	1.0318	1.2581	-0.1392	1.3143
67 LADECO	0.0419	0.1643	0.0830	0.1768
68 LECHESUR0.	9204	0.1034	0.8466	1.1430
69 LUCCHETTI	0.7778	0.2613	0.1138	0.7046
70 MADECO	0.8389	0.3055	0.3740	0.9279
71 MADERAS	1.3267	0.1881	0.7402	1.3780
72 MARINSA	0.9174	0.1988	0.2607	0.8414
73 MASISA	1.3241	0.8696	0.3207	1.5366
74 MINERA	0.9007	0.4617	0.1343	0.9147
75 MOLYMET	0.1823	0.3317	0.1059	0.3788
76 PASUR	0.8841	0.5379	0.3821	1.1026
77 PENON	1.6329	2.0510	-1.2747	1.4723
78 PIZARREÑO	1.0922	0.6510	0.0948	1.1232
79 POLO	-0.2561	-0.8129	0.2148	-0.5220
80 POLPAICO	0.7017	0.6520	-0.5771	0.4746
81 PROVIDA	0.8412	0.2574	0.6631	1.0766
82 SAESA	-0.3617	0.4090	-0.2786	-0.1414
83 SANTIAGO-B	0.5880	0.5431	0.1512	0.7836
84 SCHWAGER	1.3164	1.6540	1.0903	2.4816
85 SIEMEL	0.5446	0.4670	0.2187	0.7519
86 SINTEX	0.5639	0.1665	0.0396	0.4706
87 SIPSA	1.1239	0.6144	-0.0254	1.0467
88 SOMELA	0.8159	0.9099	-0.2873	0.8791
89 SOQUIMICH	1.1074	0.0980	0.8591	1.2617
90 SOQUINA	1.1677	-0.0780	0.1114	0.7340
91 SPORTFRAN	0.4577	0.4025	0.0281	0.5429
92 SPORTING	0.3738	0.3435	0.2386	0.5841
93 SUDAMERIC-A	0.1586	-0.2689	0.1948	0.0516
94 TARAPACA	0.6831	0.5295	0.2284	0.8806
95 TATTERSALL	0.4023	0.8556	1.4207	1.6369
96 TELEFONOS-B	0.7291	0.3972	0.3978	0.9314
97 TEXVINA	0.6817	0.6931	1.0294	1.4692
98 TOCOPILLA	0.0210	0.0178	-0.1253	-0.0528
99 UNESPA	0.5119	0.3919	0.4707	0.8399
100 VAPORES	0.8752	0.3351	0.1708	0.8440
101 VIDA	0.1915	0.2597	0.1813	0.3865
102 VOLCAN	0.5799	1.0065	-0.4687	0.6831

ANEXO 2

Excesos de Retornos Acumulados

Portafolio 1		Portafolio 2		Portafolio 3	
SCHWAGER	-2.94	CTI	43.96	CHILE	-101.32
CHOLGUAN	12.62	CIC	26.74	CARAMPAN	180.65
ENACAR	121.61	EPERVA	-205.53	ANDINA	86.32
TATTERSAL	-77.29	CHILGENE	19.61	TELEFONO	-30.43
MASISA	49.60	CHILECTR	61.77	ELECTRIC	-9.41
INDUS	-115.52	CERVEZAS	-21.45	MADECO	-43.25
PENON	138.52	LECHESUR	168.11	MINERA	-28.43
TEXVINA	-31.44	CONTINEN	-114.72	GAS STGO	11.49
GRANADILLA	70.87	EMELAT	44.18	CHILQUIN	28.98
CONCHATORO	80.55	PIZARREN	1.53	ELECMETA	16.79
EMILIANA	51.98	CEMENTOS	-17.94	TARAPACA	-342.70
MADERAS	-129.17	CCT	-66.49	SOMELA	237.79
CAROLINA	-75.02	PASUR	-56.33	COPEC	-68.84
ENTEL	24.12	EMELSA	105.75	VAPORES	-7.73
ENDESA	25.17	CARTONES	-63.28	MARINSA	1.27
LABCHILE	-1.88	PROVIDA	133.93	UNESPA	99.42
CAP	-105.19	INDO	-205.29	CREDITO	227.21
ENERSIS	151.82	SIPSA	-64.43	IANSA	-13.76
INDIVER	44.18	HABITAT	133.67	SANTIAGO	-13.98
INFORSA	-52.56	INDUGAS	-14.11	INDISA	45.14
SOQUIMIC	-184.03	INTEROCE	90.33	SIEMEL	-67.78
				COLOSO	-158.42
				SOQUINA	-48.59

Portafolio 4		Portafolio 5	
LUCCHETT	-132.50	VIDA	230.66
FOSFOROS	87.47	MOLYMET	-59.85
COLINA	-19.30	INMURBAN	90.55
VOLCAN	46.83	GE-CHILE	-37.39
ELECDA	30.53	HORNOS	-68.18
EMEC	118.17	LADECO	-128.99
COUNTRY	-94.91	HIPODROM	-66.67
SPORTING	-127.85	CRISTALE	63.59
CONSOGRA	2.72	SIDAMERI	27.26
SPORTFRA	-123.89	HIPICO	-23.58
CUPRUM	245.99	GOLF	-27.51
EDELNOR	53.00	TOCOPILL	-243.67
CLUBUNIO	19.97	CAJAREAS	18.98
IQUIQUE	-228.33	SAESA	181.36
POLPAICO	69.95	GRANGE	-75.32
SINTEX	-122.34	POLO	6.24
CHILEMAR	-85.05	INVIESPA	112.50
CONATEL	124.43		
CRAIGHOU	-4.45		
EDELMAG	139.54		

Nota: El número de empresas para cada portafolio no es el mismo debido a que las divisiones se hicieron observando que existiese la mayor diferencia posible de Betas, es decir la menor dispersión posible dentro de cada portafolio.

ANEXO 3

Retornos Promedios, Betas y Patrimonios Bursátiles

EMPRESA	RET. PROM	B(S-W)	PAT. BURS. (\$000.000)	PROP	RET. ANORM
COPEC	3.463	0.872	666,823	11.739	-68.84
CARTONES	4.005	1.078	571,704	10.064	-63.28
ENDESA	6.217	1.332	501,142	8.822	25.17
TELEFONOS	4.530	0.931	397,137	6.991	-30.43
ENERSIS	9.735	1.308	330,333	5.815	151.82
ENTEL	6.188	1.341	180,229	3.173	24.12
MINERA	4.586	0.915	170,867	3.008	-28.43
CCT	3.916	1.111	163,573	2.880	-66.49
VAPORES	5.1610	844	153,431	2.701	-7.73
CHILEMAR	7.479	0.461	148,600	2.616	-85.05
CAP	2.596	1.313	135,852	2.392	-105.19
ELECTRICI	5.114	0.930	120,928	2.129	-9.41
PASUR	4.198	1.103	115,533	2.034	-56.33
CERVEZAS	5.167	1.166	110,932	1.953	-21.45
IANSA	4.993	0.807	110,722	1.949	-13.76
MADECO	4.174	0.928	80,960	1.425	-43.25
CHILGENER	6.308	1.204	76,729	1.351	19.61
CHILECTRA	2.561	1.170	69,249	1.219	61.77
SOQUIMICH	0.406	1.262	67,598	1.190	-184.03
GAS STGO	5.695	0.914	66,246	1.166	11.49
INFORSA	4.058	1.281	60,592	1.067	-52.56
VIDA	9.519	0.387	59,881	1.054	230.66
POLPAICO	6.706	0.475	59,160	1.041	69.95
SIPSA	3.974	1.047	56,059	0.987	-64.43
MARINSA	5.411	0.841	49,816	0.877	1.27
ELECMETAL	5.842	0.889	48,783	0.859	16.79
CREDITO	11.687	0.830	48,090	0.847	227.21
SANTIAGO	-4.987	0.784	46,910	0.826	-13.98
CHILQUINT	6.180	0.908	46,043	0.811	28.98
COLOSO	0.975	0.749	43,592	0.767	-158.42
CEMENTOS	5.265	1.113	42,900	0.755	-17.94
MASISA	6.896	1.537	39,438	0.694	49.60
ANDINA	7.773	0.985	38,295	0.674	86.32
EDELNOR	6.235	0.534	38,261	0.674	5 3.00
PIZARRENO	5.806	1.123	37,860	0.666	1.53
CTI	6.984	1.261	37,304	0.657	43.96
CONCHATOR	7.866	1.459	35,819	0.631	84.55

RETORNOS ACCIONARIOS Y EFECTO TAMAÑO

CRISTALES	4.879	0.114	35,335	0.622	63.59
PPROVIDA	9.484	1.077	35,012	0.616	133.93
INDO-A	0.061	1.059	29,000	0.511	-205.29
MOLYMET	1.450	0.379	28,248	0.497	-59.85
SAESA	8.150	-0.141	27,819	0.490	181.36
EPERVA	0.054	1.240	25,498	0.449	-205.53
TATTERSAL	3.371	1.637	25,438	0.448	-77.29
IQUIQUE	-1.580	0.484	23,502	0.414	-228.33
HABITAT	9.476	1.041	22,867	0.403	133.67
FOSFOROS	7.192	0.695	21,863	0.385	87.47
CHOLGUAN	5.869	2.029	21,138	0.372	12.62
VOLCAN	6.063	0.683	20,000	0.352	46.83
CONATEL	8.219	0.430	19,280	0.339	124.431
NMURBANA	5.627	0.244	17,902	0.315	90.55
CAJAREASE	3.639	-0.128	17,514	0.308	18.98
LABCHILE	5.466	1.314	15,606	0.275	-1.88
SUDAMERIC	3.869	0.052	14,856	0.262	27.26
INDUS	2.309	1.499	13,102	0.231	-115.52
LUCCHETTI	1.082	0.705	13,048	0.230	-132.50
CARAMPANG	10.393	0.988	12,894	0.227	180.65
GOLF	2.348	-0.020	12,816	0.226	-27.51
EMILIANA	6.962	1.392	12,262	0.216	51.98
SIEMEL	3.493	0.752	12,054	0.212	-67.78
MADERAS	1.930	1.378	10,352	0.182	-129.17
EMELSA	8.701	1.097	10,345	0.182	105.75
INTEROCEA	8.272	1.012	10,187	0.179	90.33
INDIVER	6.745	1.284	9,968	0.175	44.18
CUPRUM	11.595	0.535	9,703	0.171	245.99
EMEC	8.045	0.608	8,256	0.145	118.17
CAROLINA	3.434	1.362	8,061	0.142	-75.02
ELECDA	5.611	0.623	8,049	0.142	30.53
SINTEX	1.364	0.471	7,911	0.139	-122.34
CONTINENT	2.577	1.141	7,878	0.139	114.72
EMELAT	6.991	1.126	6,357	0.112	44.18
CIC	6.506	1.250	6,071	0.107	26.74
TEXVINA	4.645	1.469	5,785	0.102	-31.44
CHILE-B	2.400	1.010	5,332	0.094	-101.32
SOMELA	11.970	0.879	4,452	0.078	237.39
LADECO	-0.471	0.177	4,346	0.077	-128.99
EDELMA	8.639	0.404	4,190	0.074	139.54
HIPICO	2.457	0.041	3,850	0.068	-23.58
INDUGAS	5.371	1.036	3,829	0.067	-14.11
GE-CHILE	2.073	0.225	3,612	0.064	-37.39
ENACAR	8.896	1.854	3,534	0.062	121.61

PENON	9.366	1.472	3,495	0.062	138.52
LECHESUR	10.433	1.143	2,980	0.052	168.11
COLINA	4.226	0.693	2,700	0.048	-19.30
HIPODROMO	1.260	0.132	2,668	0.047	-66.67
TARAPACA	-4.144	0.881	2,486	0.044	-342.70
CONSOGRAL	4.838	0.583	2,193	0.039	2.72
SOQUINA	4.026	0.734	2,162	0.038	-48.59
TOCOPILLA	-3.656	-0.053	1,730	0.030	-243.67
SPORTING	1.211	0.584	1,648	0.029	-127.85
UNESPA	8.137	0.840	1,618	0.028	99.42
POLO	3.286	-0.522	1,557	0.027	6.24
SCHWAGER	5.436	2.482	1,492	0.026	-2.94
GRANGE-B	1.020	-0.423	1,476	0.026	-75.32
INVIESPA	6.237	-0.603	1,373	0.024	112.50
HORNOS	1.218	0.189	1,247	0.022	-68.18
SPORTFRAN	1.321	0.543	959	0.017	-123.89
CLUBUNION	5.317	0.514	814	0.014	-19.97
INDISA	6.629	0.756	760	0.013	45.14
COUNTRY	2.126	0.594	424	0.007	-94.91
GRANADILL	7.487	1.462	143	0.003	70.87
CRAIGHOUS	4.639	0.408	104	0.00	-4.45
				5,680,600	100.000

ANEXO 4
Resultados del Análisis de Regresión
(La variable Dependiente es RETPROM)

1. REGRESION SOBRE EL PERIODO COMPLETO

Rango: 1- 102

Número de Observaciones: 102

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR EST.	t	SIGNIF
ALFA	3.8315625	0.5831284	6.5707015	0.000
BETA	1.3871570	0.5892971	2.3539179	0.021
PROPORC	-0.0157003	0.1579334	-0.0994111	0.921
R-squared	0.053677	Adj. R-squared	0.034559	
Durbin-Watson	2.020514	F-statistic	2.807706	

2. REGRESION A LA MUESTRA DIVIDIDA EN DOS**2.1 Primera Mitad**

Rango: 1 - 51 Número de Observaciones: 51

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR EST.	t	SIGNIF
ALFA	5.8951582	0.9985942	5.9034572	0.000
BETA	-0.5495454	0.9729530	-0.5648217	0.575
PROPORC	-0.0339302	0.1557964	-0.2177854	0.829
R-squared	0.008460	Adj. R-squared		-0.32854
Durbin-Watson	2.076339	F-statistic		0.204774

2.2 Segunda Mitad

Rango: 52 - 102 Número de Observaciones: 51

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR EST.	t	SIGNIF
ALFA	2.8170349	0.8996970	3.1310928	0.003
BETA	2.0424219	0.7734446	2.6406827	0.011
PROPORC	3.1321456	5.6908687	0.5503809	0.585
R-squared	0.139547	Adj. R-squared		0.103695
Durbin-Watson	2.072633	F-statistic		3.892290

3. REGRESION A LA MUESTRA DIVIDIDA EN TRES**3.1 Primer Tercio**

Rango: 1 - 34 Número de Observaciones: 34

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR EST.	t	SIGNIF
ALFA	7.3560962	1.4830613	4.9600755	0.000
BETA	-1.9484998	1.4757550	-1.3203410	0.196
PROPORC	-0.0361040	0.1424781	-0.2534005	0.802
R-squared	0.060010	Adj. R-squared		-0.000635
Durbin-Watson	1.927795	F-statistic		0.989532

3.2 Segundo Tercio

Rango: 35 - 69 Número de Observaciones: 35

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR EST.	t	SIGNIF
C	4.9478100	1.5437575	3.2050434	0.003
BETA	0.4034706	1.0647835	0.378922	60.707
PROPORC	-0.0798201	3.4498199	-0.0231375	0.982
R-squared	0.004467	Adj. R-squared		-0.057754
Durbin-Watson	2.039380	F-statistic		0.071797

3.3 Tercer Tercio

Rango: 70 - 102 Número de Observaciones: 33

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR EST.	t	SIGNIF
C	2.5896278	1.1365087	2.2785815	0.030
BETA	2.3968482	0.9530411	2.5149475	0.017
PROPORC	1.1153714	18.522361	0.0602176	0.952
R-squared	0.189580	Adj. R-squared		0.135552
Durbin-Watson	2.194281	F-statistic		3.508927

REFERENCIAS

BANZ, Rolf

- 1981 "The relationship between Return and Market Value of Common Stocks". Journal of Financial Economics 9, p. 3-18.

BLACK, Fisher

- 1972 "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing". The Journal of Business, julio, p. 444-455.

BLACK, Fisher y Myron SCHOLES

- 1974 "The Effect of Divided Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns". Journal of Financial Economics 1, p. 1-22.

BLACK, Jensen y SCHOLES

- 1972 "The Capital asset Pricing Model: Some Empirical Tests". Studies in the theory of capital markets. Praeger, New York.

DIMSON, Elroy

- 1979 "Risk Measurement when Shares are subject to Infrequent trading". Journal of Financial Economics 7, p. 197-226.

FAMA, Eugene

- 1976 "Foundation of Finance". Basic Books. New York.

FAMA, Eugene y MacBeth, JAMES

- 1973 "Risk, Return and Equilibrium: Some Empirical Tests". Journal of Political Economy 71, p. 607-636.

FISHER, Lawrence

- 1966 "Some New Stock Market Indexes". The Journal of Business 1, p. 191-209.

FOWLER, David y Harvey, RORKE

- 1983 "Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading". Journal of Financial Economics 12, p. 279-283.

KEIM, Donald

- 1983 "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality". *Journal of Financial Economics* 12, p. 13-32.

LINTNER, James

- 1965 "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stocks Portfolios and Capital Budgets". *Review of Economics and Statistics*, p. 13-37.

REINGANUM, Marc

- 1981 "The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results". *Journal of Finance* 2, p. 313-321.
- 1981 "Misspecifications of Capital Asset Pricing". *Journal of Economics* 9, p. 19-46.
- 1982 "A direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Effects". *Journal of Finance* 37, p. 27-35.

ROLL, Richard

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

ROLL, Richard

- 1981 "A possible Explanation of the Small Firm Effect". *Journal of Finance* 4, p. 879-888.

SCHOLES, Myron y Williams, JOSEPH

- 1979 "Estimating Betas from nonsynchronous data". *Journal of Financial Economics* 5, p. 309-327.

SHARPE, William

- 1964 "Capital Assets Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk". *Journal of Finance*, p. 425-442.