

*La relación
entre rentabilidad y riesgo
para empresas chilenas*

J. Rigoberto Parada Daza

Universidad de Concepción
Chile

Introducción

En teoría financiera se supone que existe una relación positiva entre riesgo y rentabilidad. A partir del modelo media-varianza, se expresa que esta relación se puede evaluar mediante el uso de la media de los retornos y de la varianza o de la desviación estándar de ellos como su medida de riesgo. Así, entonces, a mayor varianza, que implica mayor riesgo, debería existir una mayor rentabilidad, lo que lleva a que exista un premio por riesgo. Posteriormente al modelo media-varianza, tanto en el modelo CAPM como en el APT, también se usa este concepto de premio por riesgo, es decir, de relación positiva entre riesgo y rentabilidad. En 1980, Bouman encontró una relación negativa entre rentabilidad y riesgo, lo que dio origen a una paradoja entre la formulación teórica y la empírica.

A partir de la paradoja anterior, han existido defensas y contraargumentaciones del porqué ésta se presenta. Por esta razón, en

El autor agradece las opiniones de los árbitros anónimos de Academia para una versión preliminar del artículo. Obviamente, las opiniones expresadas son de exclusiva responsabilidad del autor.

este trabajo se plantea un análisis empírico para el caso chileno, acumulando pruebas a favor de la hipótesis original de relación positiva entre riesgo y rentabilidad para un conjunto de empresas.

En este artículo se muestran los aspectos teóricos de la relación rentabilidad-riesgo, el estudio de la paradoja y el uso de enfoques de alternativa respecto al criterio media-varianza. Se efectúa un análisis de la relación riesgo-rentabilidad para un conjunto de sociedades anónimas chilenas con alta presencia bursátiles. Se efectúa un análisis estadístico de esta relación y se prueba la hipótesis de relación positiva riesgo-rentabilidad.

Antecedentes conceptuales

En teoría financiera es común el uso de la varianza en la evolución del riesgo de los retornos de los activos bursátiles, dando por sentado que éstos tienen distribución normal. Del mismo modo, se usa la media de esos retornos para evaluar la rentabilidad de los mismos. Por lo tanto, si existe distribución normal de los retornos accionarios, entonces media y varianza es a rentabilidad como a riesgo, respectivamente.

Por otra parte,

$$R_{j,t} = \frac{\bar{W}_{j,t} - W_{j,t-1}}{W_{j,t-1}}, \quad (1)$$

donde

- $R_{j,t}$ = Rentabilidad del activo j en el período t
- $\bar{W}_{j,t}$ = Riqueza del activo j en t
- $W_{j,t-1}$ = Riqueza del activo j en $t-1$

Si al final de un período t la riqueza W en el activo j es normalmente distribuida con media W y variable δ^2_w , entonces el retorno en el activo j también tiene distribución normal con media $E(R)_j = [E(W_{j,t}/W_{j,t-1}) - 1]$ y varianza $\delta^2_R = (\delta^2_w/W^2)$.

Tobin 1958 efectúa un estudio analítico de la reacción de los inversionistas frente al riesgo, que permite desarrollar el modelo media-varianza desde una perspectiva global de comportamiento frente al riesgo. Para ello, define la función de utilidad $U = U(W)$, la cual supone que la

función de densidad de la probabilidad de W puede explicarse con dos parámetros: utilidad y desviación estándar de W .

Entonces, se puede escribir

$$E(U) = \int_{-\infty}^{\infty} U(W)f(W, \sigma, \mu)dW. \quad (2)$$

Mediante (2) Tobin desarrolla el concepto de curva de indiferencia de un inversionista adverso al riesgo, la que puede definirse como el lugar de puntos (μ, σ) que dan una utilidad esperada constante para un inversionista. Si la combinación (ρ, μ) da la misma utilidad, entonces los inversionistas estarán indiferentes entre ambos. De igual forma, y usando una función de utilidad cuadrática, se demuestra que estas curvas de indiferencia tienen una tasa de sustitución marginal entre retorno y riesgo positivos, y, por otro lado, que las curvas de indiferencias son cóncavas, es decir

$$\partial\sigma/\partial\mu > 0 \quad (3)$$

y

$$\partial^2/\partial\mu^2 < 0. \quad (4)$$

De igual forma

$$U'(W) > 0, \quad (5)$$

$$U''(W) < 0. \quad (6)$$

Pero lo anterior también implica que $\partial E(U)/\partial\mu > 0$ y $\partial E(U)/\partial\sigma < 0$, lo que significa que la utilidad del inversionista aumenta con la rentabilidad y disminuye con el riesgo.

El análisis anterior proporciona un cuerpo teórico, ya clásico en la literatura financiera, para explicar el comportamiento de un inversionista

frente al riesgo y que base su comportamiento con dos parámetros, media y varianza. Ha habido bastante investigación empírica en apoyo de esta teoría.¹ Pero también ha habido investigación que demuestra lo contrario, lo que se denomina en general paradoja de media-varianza.

Es interesante señalar que la varianza total como medida del riesgo presenta algunos inconvenientes teóricos. Así, por ejemplo, considera que las variaciones se miden respecto al promedio y no respecto a lo que cada inversionista estima como punto de referencia. Por otro lado, no distingue la dirección en que se mueven los cambios. De igual forma, no es la varianza total la que mide el riesgo de un título, sino sólo la varianza explicada, y la varianza no explicada puede ser eliminada mediante diversificación; así, desde el punto de vista del inversionista, el beta mide el riesgo del título. Se han desarrollado criterios optativos para medir el riesgo, tales como semivarianza, criterios Gini, media geométrica y otros (Elton y Gruber 1991). A pesar de lo anterior, la varianza o desviación típica es normalmente citada en estudios teóricos y empíricos como medida del riesgo. Sin embargo, en este trabajo no se cuestionará el uso de la varianza como medida del riesgo, ya que el objetivo del artículo es diferente.

Inconvenientes de la teoría media-varianza

Entre los principales inconvenientes de la teoría media-varianza está el relativo a la distribución normal de los retornos. Si éstos no están normalmente distribuidos, entonces se puede obtener resultados incorrectos respecto a las conclusiones de la actuación de los inversionistas mediante media-varianza. Bouman encontró (1980) una asociación negativa entre rentabilidad y riesgo en el 65,8% de un total de 1.572 empresas, y sólo en 24,7% asociación positiva; esta paradoja fue rebatida y tuvo explicaciones. Así, Wiseman y Bromiley 1991 concluyen que tal paradoja se da en empresas con tendencias en industrias en declinación, que son aquéllas en que la relación incremento de las ventas netas es superior a la mediana de aquélla de la industria. Por otra parte, Ruefli 1990 afirma que el sistema media-varianza está indeterminado y se debe a que la naturaleza de las relaciones por un período determinado no limita la naturaleza de las mismas en los subperíodos en que puede dividirse, ni viceversa. Esta indeterminación, según Ruefli, conduce a que la paradoja detectada no se pueda verificar, y plantea que los resultados obtenidos no son generalizables.

¹Para un estudio, se puede recurrir a Copeland y Wetson 1988, capítulos 4, 5, 6 y 7. También se puede consultar Elton y Gruber 1991, capítulos 1, 2, 3, 4 y 8.

Figenbaum y Thomas 1986 demuestran que la relación entre rentabilidad y riesgo depende tanto del período estudiado como de las características del entorno analizado, obteniendo como resultado la confirmación de la paradoja para algunos períodos determinados. En esta misma idea, Cool y Schendel 1988 consideran también que el período analizado influye en la relación rentabilidad-riesgo. Gómez descubre (1993) la existencia de una relación negativa entre rentabilidad y riesgo para un conjunto de industrias españolas y encuentra que tal relación se observa principalmente en sectores en declive que atraviesan por importantes procesos de ajuste.

Existen otros autores que consideran, desde un punto de vista de gestión, que la estrategia de la empresa condiciona las direcciones de la relación rentabilidad-riesgo. Esto los lleva a concluir que las estrategias de diversificación pueden ser factores explicativos de esta relación. Bettis y Hall encontraron (1982) relaciones negativas entre la relación rentabilidad-riesgo cuando existían estrategias de diversificación con relación encadenada, entendiéndose por esto aquella que se obtiene cuando los negocios nuevos están relacionados directamente entre sí y no con el negocio base. Cool, Dierichx y Jemison 1989 incluyeron en la discusión aspectos tales como el tamaño de la empresa y sus cuotas de poder en el mercado, lo que puede llevar a las empresas a que con una mayor cuota de mercado pudieran aumentar su rentabilidad y reducir simultáneamente el riesgo.

Otros enfoques de alternativa de media-varianza

Existen otros criterios para seleccionar *portfolios*, bajo la denominación "*safety first*", es decir, "seguridad primero". Dentro de éstos están los criterios Roy, Kataoka y Telser.² Estos criterios tienen su base en que los inversionistas no son capaces o no desean seguir las matemáticas de los teoremas de las funciones de utilidad esperada. El nombre de "seguridad primero" proviene del énfasis de cada uno de los criterios en limitar el riesgo a los bajos retornos. En estos métodos sigue primando el supuesto de que existe relación positiva entre rentabilidad y riesgo. Así, por citar uno, el criterio Kataoka plantea el problema de elección de la siguiente forma:

²Un esbozo de estos criterios se puede ver en Elton y Gruber 1992, capítulo 9.

$$\begin{aligned} & \text{Máx. } R_L & (7) \\ & \text{sujeto a probab. } (R_p < R_L) \leq \alpha, \end{aligned}$$

donde

- R_L = Retorno mínimo deseado que se puede alcanzar en un activo
- R_p = Rentabilidad de un portfolio
- α = Probabilidad mínima deseada para que la rentabilidad de un portfolio sea inferior a R_L

Así, si $\alpha = 0,05$ y los retornos tienen distribución normal, entonces la restricción será expresada de la siguiente forma:³

$$R_L \leq R_p - 1,65\sigma_p \quad (8)$$

Pero, como se debe tener un R_L lo más grande posible, entonces (8) se puede escribir como igualdad. Haciendo arreglos, se obtiene

$$\bar{R}_p = R_L + 1,65\sigma_p \quad (9)$$

En (9) se tiene que la media (R_p) está positivamente correlacionada con la desviación estándar (σ_p). Es decir, de igual forma existe un premio por riesgo. Para todos los métodos de "seguridad primero" se mantiene la misma relación positiva entre rentabilidad y riesgo.

Situación análoga se puede establecer para el análisis de dominación estocástica. En el análisis de CAPM y APT se refleja la misma asociación positiva entre rentabilidad y riesgo.

Resulta, pues, de acuerdo con los estudios mencionados, interesante analizar qué ocurre con la relación rentabilidad-riesgo para las empresas chilenas y verificar el cumplimiento.

³Según una tabla de distribución normal, la variable tipificada es 1,65.

Antecedentes de relación positiva entre rentabilidad y riesgo

ANÁLISIS PARA EMPRESAS CON ALTA PRESENCIA BURSÁTIL⁴

En este estudio para empresas chilenas se han efectuado dos separaciones. En la primera parte se han considerado las empresas que tengan mayor presencia bursátil, y dentro de ellas las que tengan información ininterrumpida por el mayor número de años. Por otro lado, conforme al último criterio de selección se han dejado afuera algunas empresas que tenían alta presencia bursátil, pero que sólo durante la segunda mitad de la década de 1980 pasaron a manos privadas, siendo anteriormente empresas estatales. Así, de un universo de 40 empresas, que componen el IPSA, se llegó a 20. Estos criterios de selección tienen como objetivo dejar aquellas empresas que tengan la mayor cantidad de datos para asegurar el trabajo econométrico. Se reunió información desde 1980 a 1993, con datos trimestrales.

La rentabilidad por empresa se obtuvo de la siguiente forma:

$$R_{i,t} = \frac{W_{i,t} - W_{i,t-1}}{W_{i,t-1}}$$

donde

- $R_{i,t}$ = Rentabilidad nominal del título i en el período t , con $t = 1$ a 49
- $W_{i,t}$ = Riqueza del título i , en el período t
- $W_{i,t-1}$ = Riqueza del título i , en el período $t-1$

Se entiende por riqueza el precio de cada acción por el número de acciones en circulación.

Para probar la relación entre rentabilidad y riesgo se hará una regresión del siguiente tipo:

$$R_m = \alpha + \beta \sigma_{R_m} + e.$$

⁴En el anexo I se proporciona una lista de las empresas consideradas.

La hipótesis por probar es:

$$H_0 = \beta > 0 \text{ para } R_m = \beta(\sigma_m).$$

En la regresión anterior interesa conocer el valor de beta. A α no se le atribuye un significado concreto para los objetivos de la hipótesis. Se puede correr una regresión por el origen, pero esto se ha desechado, ya que, como se probará, las α son estadísticamente significativas; si esto resulta estadísticamente significativo, se analizarán algunas interpretaciones que pudiese tener. Para hacer un análisis en diferentes periodos de tiempo se ha separado el período 1980-1993 en tres subperiodos de 16 trimestres cada uno. Se ha calculado para cada empresa la rentabilidad promedio del período y su desviación típica. Con estas variables se ha hecho un análisis de corte transversal que incluye las 20 empresas. Se ha usado esta metodología por su simplicidad y operatividad. En los estudios sobre este tema se han utilizado diferentes metodologías, tales como tablas de contingencias y otros métodos no paramétricos. Los resultados se muestran en la tabla 1.

Tabla 1
Modelo $R_m = \alpha + \beta \sigma R_m$ con rentabilidades nominales para veinte empresas

PERIODO	α	$t(\alpha)$	β	$t(\beta)$	R_2	F	DW
1° 81 a 4° 84	-0,09	-2,97	0,29	4,11	0,48	16,9	1,59
1° 85 a 4° 88	0,112	8,82	0,23	14,57	0,92	212	1,95
1° 89 a 4° 92	0,031	0,90	0,41	3,85	0,45	14,8	1,72
1° 81 a 4° 92	0,064	5,95	0,16	8,41	0,80	71	2,09

En la tabla 1 se observa que para los tres subperiodos analizados el valor β es significativamente diferente de cero y, a la vez, el riesgo está positivamente correlacionado con la rentabilidad. Para el período total que va desde el trimestre 1° de 1981 al 4° de 1992 se muestra la misma tendencia de relación positiva entre rentabilidad y riesgo, y es estadísticamente significativa.

Respecto al análisis por período, se ve que para el primer período la relación rentabilidad-riesgo es altamente positiva. Dada la crisis financiera chilena de aquella época, podría haberse esperado una relación diferente de la teóricamente aceptable; sin embargo, esto no se ha presentado, consolidándose tal situación en el segundo período, en el cual

la evidencia de la relación positiva riesgo-rentabilidad se ha hecho mas robusta.

Sin embargo, en la relación anterior es necesario hacer un análisis mas depurado, descartando el efecto inflacionario, que puede provocar distorsiones estadísticas en los resultados obtenidos. Pero al observar (véase tabla 2) los resultados obtenidos se ve que no ha habido gran alteración de la hipótesis planteada. Es decir, se sigue conversando la relación positiva entre rentabilidad y riesgo. Por lo tanto, la inflación no afecta a la conclusión del análisis con rentabilidades reales.

Tabla 2
Modelo $R_m = \alpha + \beta \sigma_{R_m}$ con rentabilidades reales para veinte empresas

PERIODO	α	$t(\alpha)$	β	$t(\beta)$	R^2	F	DW
1° 81 a 4° 84	-0,13	-4,17	0,29	3,85	0,47	14,9	1,15
1° 85 a 4° 88	0,06	5,35	0,24	15,41	0,93	237,6	2,26
1° 89 a 4° 92	-0,02	-0,43	0,40	3,67	0,44	13,5	1,79
1° 81 a 4° 92	0,02	1,82	0,16	8,58	0,80	73,6	2,08

Otro aspecto por analizar es el valor que toma el parámetro α , el cual, para fines del modelo econométrico analizado, no tiene significado. Sin embargo, se puede buscar una interpretación analizándolo desde un punto de vista de una tasa sin riesgo, y es posible suponer que pudiese representar una tasa libre de riesgo, suponiendo distribución normal de errores. Es más, puede interpretarse como una función de utilidad del tipo $U = R_m - \beta \sigma_m$, que equivale a la función analizada empíricamente, lo que a su vez es equivalente a los criterios de "seguridad primero". Pero en ambos la rentabilidad parte de una tasa mínima, y al analizar el $\alpha = 0,02$ real anual ésta es equivalente a un 8,2% real anual, lo que no es diferente del promedio de tasa de instrumento de renta fija para el período analizado, la que fluctúa alrededor de 8% anual y puede ser una proxy de la tasa de un instrumento libre de riesgo. Con todo, en este artículo no se pretende formular un modelo de equilibrio como el propuesto, ya que el objetivo inicial es probar la relación riesgo-rentabilidad y la interpretación de α sólo tiene objetivos analíticos.

Por lo tanto, en el estudio efectuado se concluye que en las empresas analizadas y para el período considerado existe una relación positiva lineal entre rentabilidad y riesgo, y además que el parámetro α puede ser interpretado empíricamente como una buena aproximación estadística de una tasa libre de riesgo. Esto, a su vez, no permite verificar las hipótesis de la "paradoja media-varianza" expuestas en la segunda parte de este artículo.

Por otra parte, para las 20 empresas se analizó la relación existente entre las utilidades contables después de intereses e impuestos con la desviación típica de estas utilidades contables para el período 1981-1993, con datos trimestrales. Se ha considerado la utilidad contable trimestral después de interés e impuestos, calculando su promedio histórico y su desviación por cada empresa, haciéndose una regresión de corte transversal entre estas utilidades promedio y su desviación estándar para cada empresa. El objetivo de esta regresión es evaluar la relación positiva entre rentabilidad y riesgo, pero con datos contables, siguiendo a Beaver, Ketter y Sholes. Los datos obtenidos se muestran en la tabla 3.

Tabla 3
Modelo $U = \alpha + \beta \sigma_u^*$

PERIODO	α	$t(\alpha)$	β	$t(\beta)$	R_2	F	DW
1° 81 a 4° 84	75,750	1,6	-0,27	-3,64	0,44	13,3	2,05
1° 85 a 4° 88	1216	0,02	1,13	33,2	0,98	1108	1,62
1° 88 a 1° 93	-517211	-1,12	2,54	10,6	0,87	111	2,75
1° 81 a 1° 93	229738	0,57	0,90	4,27	0,52	18,2	2,05

* μ = utilidad contable después de intereses e impuestos; σ_u = desviación típica de la utilidad.

Los datos de la tabla 3 muestran que para el período 1981-1993 existe una relación positiva y altamente significativa entre la utilidad contable trimestral y su desviación típica, lo que a su vez confirma la hipótesis de relación positiva entre rentabilidad-riesgo pero para los datos contables. En este caso, para el primer subperíodo no se confirma la hipótesis, ya que el coeficiente β es negativo, lo que se puede explicar por la limitación propia que se ha puesto al modelo. En efecto, en ese período (primer trimestre 1981 a cuarto trimestre 1984) la economía chilena sufrió una fuerte crisis, con pérdidas persistentes para un gran número de empresas. Por otro lado, si se toma la desviación típica en su parte positiva de esta pérdidas contables, entonces la pendiente negativa obtenida en el estudio está fuertemente influida por esta situación que incide en el análisis de MCO. De aquí, pues, y para esta situación, se observa que la forma de medir el riesgo a través de la desviación típica, y más exactamente, considerando sólo los valores positivos de ella, lleva a que en períodos de crisis en que hay pérdidas la relación lineal puede conducir a una pendiente negativa.

ANALISIS SECTORIAL

En este análisis se ha considerado la casi totalidad de las empresas que transan en la Bolsa de Comercio de Santiago de Chile, agrupadas en 25 sectores, con datos trimestrales desde el primer trimestre de 1981 al cuarto trimestre de 1992. En el anexo 2 se muestra el número de empresas consideradas por año. Los sectores considerados son los siguientes:

Agropecuarias	Productos químicos
Forestales	Textiles
Mineras	Vitivinícolas
Alimentos	Clínicas
Cervezas, bebidas y licores	Comerciales y distribuidores
Constructoras	Deportes e hípica
Industria de papel y celulosa	Inmobiliarias
Industria del vestuario	Inversiones
Manufacturas diversas	Marítimas y navieras
Materiales de construcción	Seguros
Metalmecánica y artículos eléctricos	Servicios públicos
Metalurgia básica	Turismo y hoteles
Pesca	

Se separó el estudio en dos períodos con 24 trimestres cada uno. Se estudió, al igual que en la primera parte de este trabajo, la rentabilidad promedio trimestral de los sectores para los dos subperíodos y su desviación típica. Se calculó la rentabilidad para cada sector y su desviación típica como una aproximación de la medida de riesgo. Para la rentabilidad se tomó el patrimonio bursátil de cada sector al término de cada trimestre; las rentabilidades se han obtenido por diferencias porcentuales, descontando inflación, de cada trimestre. Con este par de datos se hizo una regresión de corte transversal para los veinticinco sectores y se analizó el coeficiente beta calculado por MCO, obteniendo los siguientes resultados:

Tabla 4
Regresión $R_i = \alpha + \beta \sigma_i + e$ para 25 sectores

PERIODO	α	$t(\alpha)$	β	$t(\beta)$	R_2	F	DW
1° 81 a 4° 86	0,198	0,06	0,172	25,9	0,966	673	2
1° 87 a 4° 92	-0,05	-3,07	0,266	15	0,907	225	2,14
1° 81 a 4° 92	-0,923	-0,80	0,291	122	0,99	1491	2,05

En la tabla 4 se observa que analizando todos los sectores que transan en la Bolsa de Comercio de Santiago se da una relación positiva entre rentabilidad y riesgo; más aun, tal relación es estadísticamente significativa, lo que se puede deducir a través de las pruebas de hipótesis.

Hay que señalar que al considerar los datos acumulados para todas las empresas por sector y calcular una rentabilidad promedio, como se hizo en el estudio, se incurre en algunos sesgos, como es el caso de empresas con bajos niveles de transacción, los cuales obviamente repercuten en la rentabilidad promedio, ya que al existir bajos volúmenes transados también hay oscilaciones pequeñas de precios, lo que puede dar origen a distorsiones en el cálculo de los parámetros, tanto de α como de β . Especialmente para el caso de α , se pueden producir problemas de interpretación, debido a que ya no podría ser empíricamente interpretado como un activo libre de riesgo, puesto que las acciones con baja transacción y escasa variabilidad pueden confundirse con un activo sin riesgo, situación conceptualmente no defendible. Esta dificultad puede ser la razón por la cual el α de la tabla 4 no tiene la misma interpretación que el de la tabla 2, donde se observó que no es radicalmente diferente de la tasa de un instrumento financiero libre de riesgo.

El coeficiente de sensibilidad beta, para el caso de todos los sectores, no ha sido radicalmente diferente del calculado para las 20 empresas más transadas.

Conclusiones

A partir de la hipótesis planteada de relación positiva entre rentabilidad de las acciones, medida a través de su media, y del riesgo, medido a través de la desviación estándar, se puede concluir que se verifica y comprueba la relación positiva entre ambos conceptos. Es más, tal como se planteó esta relación, es de carácter lineal para todos los sectores que transan en la Bolsa de Comercio de Santiago de Chile. Esta confirmación de la hipótesis teórica de relación rentabilidad-riesgo permite tener un soporte teórico a los modelos posteriores de análisis de formación de cartera. A pesar de lo anterior, se deben verificar los supuestos originales de los modelos analizados, de los cuales el más fuerte es el que se ha contrastado en este artículo.

Otra conclusión obtenida a partir del análisis de la información para las 20 empresas es la confirmación de la existencia de una *proxy* de una tasa sin riesgo. En efecto, a partir del modelo planteado para verificar la hipótesis para todo el período analizado, se ha obtenido que el parámetro α de la regresión es numéricamente igual a la tasa trimestral de mercado de un instrumento de renta fija, que puede ser, para el caso chileno, una aproximación de una tasa sin riesgo.

Otro aspecto interesante de observar para el modelo planteado para todos los sectores es que en el primer período analizado, es decir, primer trimestre 1981 a cuarto trimestre 1984, se presenta una relación negativa entre rentabilidad y riesgo y, además, se presenta el coeficiente de correlación más bajo, aunque estadísticamente significativo, lo que es coincidente con el planteamiento de Fiegenbaum y Thomas, respecto a que la relación rentabilidad-riesgo depende del período analizado, así como de las características del entorno. En efecto, en dicho período la economía chilena sufrió fuertes alteraciones en su funcionamiento económico, tales como una cantidad no despreciable de empresas quebradas y de otras que quedaron en situaciones paradójales de propiedad indefinida por varios períodos. Es decir, una situación totalmente anómala y atípica en el funcionamiento de la economía.

ANEXO 1

Empresas con mayor presencia bursátil y con información trimestral 1981-1992 consideradas en el estudio

ANDINA	LUCHETTI
CARTONES	MADECO
CEMENTOS	MADERAS
CONCHA Y TORO	MELON
COPEC	MINERA
CHOLGUAN	POLPAICO
ELECMETAL	TATTERSALL
FOSFOROS	VAPORES
GAS	VIDA
LITORAL	VOLCAN

ANEXO 2

Número total de empresas consideradas por año

AÑO	Nº DE EMPRESAS
1981	236
1982	204
1983	200
1984	191
1985	191
1986	181
1987	172
1988	169
1989	189
1990	181
1991	186
1992	209

Fuente: Reseñas de valores bursátiles, Bolsa de Comercio de Santiago.

Referencias

- BETTIS, R. y W. HALL (1985). "Risk-Return Performance of Diversified Firms", *Management Science* 21(7), julio.
- BOWMAN, W.H. (1980). "A Risk-Return Paradox for Strategic Management", *Sloan Management Review*, primavera.
- COOL, K. y D. SCHENDEL (1988). "Performance Difference among Strategic Group Members", *Strategic Management Journal*, N° 9.
- COOL, K., I. DIERICHKX y D. JEMISON (1989). "Business Strategy and Risk-Return Relationships: a Structural Approach", *Strategic Management Journal*, N° 10.
- COPELAND y WESTON (1983). *Financial Theory and Corporate Policy*. Reading, Mass.: Addison-Wesley.
- ELTON, E. y E. GRUBER (1991). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. N. York: Wiley.
- FIGENBAUM, A THOMAS (1988). "Attitudes toward Risk and the Risk-Return Paradox: Prospect Theory Explanations", *Academy of Management Journal* 31(1).
- _____ (1990). "Stakeholder Risk and Bowman's Risk-Return Paradox: what Risk Measure is Relevant for Strategists?", en R. BETTIS y V. MAHAJAU, *Strategy and Management*. Greenwich: JAI Press.
- J.E. GÓMEZ (1993). "Relaciones entre rentabilidad y riesgo total en la empresa española a partir de datos contables", *Boletín de Estudios Económicos* 48(148), abril.
- ROY, D.A. (1992). "A Man and his Property", *The Journal of Portfolio Management* 18(3), primavera.
- RUEFLI, T. (1990). "Mean-Variance Approaches to Risk-Return Relationships in Strategy: Paradox Lost", *Management Science* 36(3).
- TOBIN, J. (1958). "Liquidity Preference as Behavior towards Risk", *The Review of Economic Studies*, N° 67, febrero.
- WISEMAN, R. y P. BROMILEY (1991). "Risk Return Association: Paradox or Artifact?: an Empirical Tested Explanation", *Strategic Management Journal*, N° 12.