

## VOLUMEN, TAMAÑO Y AJUSTE A NUEVA INFORMACION EN EL MERCADO ACCIONARIO CHILENO

PABLO MARSHALL  
EDUARDO WALKER

### Abstract

*This article studies the serial dependence and the speed of adjustment to new information of weekly portfolios returns of stocks traded in the Santiago de Chile stock exchange. Portfolios grouped by size and traded volume during the period 1991-2000 are considered. With the purpose of detecting the predictive power of the lagged returns of certain groups of stocks on others, the study analyzes autocorrelations, crossed-serial correlations, Dimson regressions and vector autoregressions.*

*The evidence indicates that weekly returns are significantly autocorrelated, with a significant crossed-serial effect as well: a 1 percent shock in the returns of the most traded and large (prime) stocks predicts a significant cumulative return between 0,4 and 0,5 percent in the other stocks. There is also evidence of a separate liquidity effect and, in a smaller magnitude, of a size effect, which imply the existence of cross-serial correlation. Above all, however, the joint effect prevails. This evidence supports the hypothesis of a delayed reaction to information of the smaller and less liquid stocks. Given the order of magnitude, the effect could be exploitable.*

### Resumen

*Se estudia aquí la dependencia serial y la velocidad de ajuste a nueva información en base a retornos semanales de portafolios de acciones transadas en la Bolsa de Valores de Santiago de Chile agrupados por tamaño y volumen transado durante el período 1991-2000. Se estudian autocorrelaciones, correlaciones seriales cruzadas, regresiones Dimson y modelos autorregresivos vectoriales con el propósito de detectar el poder predictivo de los retornos de ciertos grupos de acciones sobre otros.*

*La evidencia indica que para retornos semanales existe un significativo nivel de autocorrelación. Hay también correlación serial cruzada significativa, en*

---

□ Escuela de Administración. Pontificia Universidad Católica de Chile, Casilla 76, Correo 17, Santiago, Chile.

*que un punto porcentual de retorno de las empresas líquidas y grandes (empresas “prime”, que no representan más del 10 por ciento de la muestra) permite predecir retornos significativos acumulados de entre 0,4 y 0,5 por ciento en el resto. Existe además evidencia de un Efecto Liquidez y, en menor medida, de un Efecto Tamaño, que separadamente implican la existencia de la correlación serial cruzada, pero, por sobre todo, existe el efecto conjunto sintetizado en las empresas “prime”. Esta evidencia en principio apoya la hipótesis de que el mercado demora relativamente más en incorporar información a los precios de ciertas acciones, más pequeñas e ilíquidas. Dados los órdenes de magnitud encontrados, la mayor rentabilidad sería explotable.*

JEL: G11, G19.

Keywords: *Portfolio returns, liquidity effect, size effect.*

## I. INTRODUCCIÓN

Este artículo estudia la predictibilidad de corto plazo para portafolios de acciones transadas en la Bolsa de Comercio de Santiago de Chile. El objeto del estudio son los retornos logarítmicos semanales para el período 1991-2000 de portafolios agrupados por tamaño y por volúmenes transados.

Dos de las fuentes de la predictibilidad de corto plazo son la autocorrelación de los retornos y la correlación serial cruzada. Campbell, Lo y Mackinlay (1997) analizan las autocorrelaciones para retornos diarios para acciones individuales y también para índices encontrando ambos fenómenos. Los retornos de las empresas grandes tienden a anticipar aquéllos de las empresas pequeñas.

La autocorrelación y la correlación serial cruzada también pueden producirse porque hay asincronía en las transacciones. Lo y Mackinlay (1990) encuentran que parte de los hechos estilizados descritos en la literatura se deben a este fenómeno. Sin embargo, la probabilidad de no-transacción debería ser “demasiado grande” como para explicar los niveles de correlación serial cruzada, especialmente al considerar unidades de tiempo mayores. Boudoukh, Richardson y Whitelaw (1994) hacen un buen resumen de las posibles causas de la correlación serial (propia y cruzada): problemas de medición (transacciones no sincronizadas, cambios discretos, spread de compraventa); estructuras institucionales (mecanismos de transacción y horarios); y fenómenos de “microestructura” (inventarios y flujos de información).<sup>1</sup> Estos autores denominan a esta escuela de pensamiento como “leal” con la hipótesis de mercados eficientes. Ellos también identifican las escuelas “revisionista” y “herética”. La revisionista cree en la hipótesis de mercados eficientes y en que la predictibilidad proviene de cambios en los premios por riesgo a través del tiempo, mientras que la herética supone que los mercados son irracionales y que es posible explotar dichas ineficiencias.

---

<sup>1</sup> Véanse las referencias en el citado artículo.

Mech (1993) encuentra que los costos de transacción explican la correlación serial cruzada, no así el resto de las hipótesis. Sin embargo, Boudoukh, Richardson y Whitelaw (1994) contradicen a Mech y apoyan la escuela leal. Basados en datos semanales, arguyen que no existe tal correlación serial cruzada entre retornos de empresas grandes y pequeñas y que sólo se trata de un fenómeno de autocorrelación en conjunto con correlación cruzada contemporánea. La autocorrelación se debería a problemas de iliquidez de las empresas pequeñas.

Sin embargo, evidencia posterior indica que los retornos de empresas con altos volúmenes transados efectivamente anticipan los retornos del resto de las empresas, tal como se demuestra en Brennan, Jegadeesh y Swaminathan (1993) y en Chordia y Swaminathan (2000). Por su parte, Sias y Starks (1997) encuentran que los retornos de portafolios dominados por inversionistas institucionales anticipan al resto, lo que se manifiesta en correlación serial cruzada positiva. Pero estos portafolios también muestran una mayor autocorrelación, porque los inversionistas institucionales desarrollan transacciones estratégicas, procurando ocultar del mercado sus intenciones de compra/venta, por la vía de repartir las transacciones en el tiempo. Por ende, estos resultados inclinan la balanza a favor de una hipótesis de menor velocidad de incorporación de nueva información a los precios de las acciones de empresas más pequeñas, ilíquidas o con menor presencia de inversionistas institucionales.

Estudios previos sobre las características de los mercados emergentes han utilizado generalmente índices agregados y/o retornos mensuales. Ejemplos de esto son Bekaert, Erb, Harvey y Viskanta (1998), Bekaert y Harvey (1997), Harvey (1995), Aggarwal y Rivoli (1989), Agrawal y Tandon (1994), Aggarwal y Leal (1996) y Chang, McQueen y Pinegar (1998), quienes encuentran evidencia de correlación serial cruzada en Asia y alguna evidencia del mismo fenómeno entre los Estados Unidos y Asia. De este modo, el estudio de portafolios de diferentes características para un mercado emergente en particular puede contribuir a la literatura.

Marshall y Walker (2000) estudian distintas características de las distribuciones de frecuencia de los retornos accionarios diarios en la Bolsa de Santiago y Marshall y Walker (2001), aún analizando retornos diarios en el período 1991-1998, estudian la predictibilidad de los retornos de portafolios de acciones agrupadas por tamaño. En este último trabajo los autores encuentran evidencia de autocorrelación serial asimétrica, individual y cruzada, en que los retornos se ajustan más lentamente a innovaciones positivas que a innovaciones negativas.

En este trabajo extiende el análisis previo de Marshall y Walker (2000, 2001) en tres aspectos: Primero, cubre un período de tiempo mayor; segundo, usa datos semanales (en lugar de diarios) y, tercero, parte la muestra simultáneamente por tamaño y volúmenes transados. La importancia del uso de datos semanales (en vez de diarios) radica en que, de persistir los resultados encontrados en estudios anteriores (referidos a autocorrelación y a correlación serial cruzada), se hace más improbable que éstos se deban a un fenómeno de ausencia de transacciones (o de asincronía en las transacciones). Una segunda contribución es el análisis de distintos efectos, asociados tanto al tamaño de las empresas incluidas en los portafolios como a los volúmenes transados. Puesto que en definitiva lo que se pretende es estudiar la velocidad con que la información es incorporada en los precios de acciones con diferentes características, es ra-

zorable esperar que tanto los precios de las empresas de mayor tamaño como de aquellas que se transan más sean los que más rápidamente se ajusten a nueva información.<sup>2</sup>

La evidencia encontrada aquí indica que para retornos semanales existe un significativo nivel de autocorrelación y de correlación serial cruzada. Los retornos de empresas líquidas y grandes (que no representan más del 10 por ciento de la muestra) anticipan significativamente al resto. Esta correlación serial cruzada no se debe a problemas de iliquidez, ya que es robusta en todas las particiones utilizadas.

Hay evidencia de un Efecto Liquidez y, en menor medida, de un Efecto Tamaño, que separadamente implican correlación serial cruzada, pero el efecto más fuerte es uno conjunto sintetizado en las empresas “prime”, de mayor liquidez y tamaño. En principio, la evidencia encontrada apoya la escuela “herética” pues hay indicaciones de que el mercado demora significativamente en incorporar información a los precios de acciones de empresas más pequeñas e ilíquidas. Dados los órdenes de magnitud encontrados, la mayor rentabilidad sería aprovechable.

El artículo se organiza en cuatro secciones, además de esta introducción. En la Sección II se presenta el criterio de selección de la muestra de las empresas consideradas. En la Sección III se presentan los resultados de ajustar regresiones Dimson y modelos autorregresivos. En esa sección se hace también un análisis de impulsos para pares de portafolios de distintas características ante innovaciones. Finalmente, en la Sección IV se presentan las conclusiones.

## II. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS Y SELECCIÓN DE MUESTRA

Los datos utilizados en este estudio corresponden a retornos semanales en una muestra de acciones de la Bolsa de Comercio de Santiago entre enero de 1990 y abril del 2000. Los retornos semanales se calculan como diferencias en el logaritmo de los precios de los días miércoles ajustados por variaciones de capital. La razón para utilizar un día a mediados de semana, además de minimizar la probabilidad de feriados, evita los problemas asociados al “efecto día de la semana” (véase Marshall y Walker (2000)).

Para evitar el sesgo de supervivencia, las acciones incluidas en el estudio varían de año a año de acuerdo a la información disponible el año anterior. Las acciones seleccionadas corresponden a empresas cuyas acciones se transaron al menos en el 50 por ciento de los días hábiles del año anterior. El número total de empresas consideradas en la muestra varía entre 51 y 113. El promedio anual es igual a 87,2.

<sup>2</sup> Estudios realizados en el pasado basados en datos diarios han permitido estudiar otros fenómenos, además de la predictibilidad, tales como la existencia de patrones estacionales intersemanales, lo que claramente no puede hacerse utilizando datos semanales. En estos casos, para minimizar los problemas de asincronía se consideran sólo las empresas que efectivamente transan en dos días seguidos. Esto hace que no sean portafolios replicables. Por otro lado, la debilidad de los resultados asociados a datos diarios es que es más probable que pequeños costos de transacción hagan desaparecer cualquier aparente oportunidad de ganancias anormales, problema que se mitiga al usar datos semanales.

Las acciones seleccionadas en cada año son agrupadas en portafolios según tamaño y volumen transado al inicio del período. El volumen transado se define como el monto transado en pesos constantes dividido por el capital bursátil. De este modo, las empresas fueron agrupadas simultáneamente como de “alto” o “bajo” patrimonio y de “alto” o “bajo” volumen dependiendo de si su *ranking* estaba sobre o bajo el percentil 60. De esta forma se obtuvieron cuatro portafolios y se calculó el promedio simple de sus retornos. El primer portafolio, denominado C1V1, corresponde a las empresas con capital bajo el percentil 60 y volumen transado bajo el percentil 60. El segundo portafolio, que denominamos C1V2, corresponde a las acciones con capital bajo el percentil 60 y volumen transado sobre dicho percentil. El tercer portafolio, denominado C2V1, corresponde a las acciones con capital sobre el percentil 60 y volumen transado bajo el 60 por ciento. Finalmente, el portafolio denominado C2V2 corresponde a las empresas con capital y volumen transado sobre el percentil 60 por ciento.

Como índices de mercado se utilizaron los índices IPSA e IGPA. Ambos son índices ponderados por patrimonio bursátil, además de otros factores, pero la ponderación se ajusta trimestralmente. El IPSA considera las 40 acciones más transadas y el IGPA incluye una muestra de alrededor de 200 empresas.

El Cuadro 1 presenta, para cada año, el número de empresas en cada uno de los portafolios. El número de empresas promedio en los distintos portafolios varía, a través de los años, entre 8,5 y 26,3. Los tres primeros portafolios tienen un número bastante similar de empresas. El portafolio con el menor número de empresas es el cuarto y el mínimo número de empresas en un año es igual a 5.

La agrupación de empresas en portafolios permite también obtener nuevos portafolios en función de los originales. En particular, un promedio de C1V1 y C1V2 permite obtener un nuevo portafolio C1 correspondiente a empresas pe-

CUADRO 1  
NUMERO DE EMPRESAS EN PORTAFOLIOS SEGUN AÑO

Número de empresas en cada uno de los portafolios en cada año y número total de empresas consideradas en el estudio. C1 corresponde a la categoría de empresas “pequeñas”; C2 a las “grandes”; V1 a las de “bajos” volúmenes transados y V2 a las de “altos” volúmenes; CjV<sub>k</sub> es la partición de la muestra correspondiente a empresas de tamaño “j” y volumen transado “k”.

Año	C1V1	C1V2	C2V1	C2V2	Total
1990	17	14	14	6	51
1991	19	25	25	5	74
1992	26	27	27	8	88
1993	22	30	30	5	87
1994	33	29	29	13	104
1995	36	31	31	13	111
1996	33	35	35	10	113
1997	29	29	29	9	96
1998	22	22	22	7	73
1999	24	21	21	9	75
Promedio	26,1	26,3	26,3	8,5	87,2

queñas, mientras que el promedio de C2V1 y C2V2 permite obtener un nuevo portafolio C2 correspondiente a empresas grandes. De la misma forma se pueden obtener portafolios V1 y V2 correspondientes a empresas con bajos y altos volúmenes de transacción, respectivamente.

### III. RESULTADOS

#### A. Estadísticas básicas

El Cuadro 2 presenta estadísticas básicas de los distintos portafolios. El número de observaciones en todos los casos es 511. Sin contar las estadísticas para los índices agregados, el IGPA y el IPSA, el retorno promedio semanal varía entre 0,31 por ciento para las empresas más grandes y de mayor volumen y 0,48 por ciento para las empresas pequeñas de alto volumen. Para ambas particiones de volumen se aprecia que las empresas más grandes tienen retornos promedios menores, lo que ratifica las conclusiones acerca del “Efecto Tamaño” documentado en Marshall y Walker (2000) para Chile. Sin embargo, no se aprecia un claro “Efecto Volumen” sobre los retornos promedio.

Con respecto a la variabilidad en los retornos, los resultados del Cuadro 1 muestran que las empresas más grandes y las de mayor volumen tienen mayor variabilidad, lo que puede ser contrario a la intuición. Los coeficientes de simetría y kurtosis reportados en el Cuadro 2 son típicos de retornos accionarios (ver Marshall y Walker (2000)), pero cabe destacar que para ambas categorías de tamaño, mayores volúmenes transados están asociados a colas más gruesas.

En la última columna del Cuadro 2 se presenta el coeficiente de autocorrelación para cada uno de los portafolios. Estos coeficientes varían entre 0,109 para las empresas grandes con alto volumen y 0,348 para las empresas pequeñas de bajo volumen. Dado el número de observaciones, el punto crítico para considerar que estas autocorrelaciones son estadísticamente significativas al 5 por ciento es 0,088. En general se aprecia que las empresas más grandes y de mayor volumen de transacción tienen niveles de autocorrelación menores. Para cada partición de tamaño se encuentra una mayor autocorrelación asociada a menores volúmenes de transacción.

#### B. Regresiones Dimson

Con el propósito de analizar la velocidad de ajuste ante nueva información de mercado de los precios de las acciones que componen los distintos portafolios y, al mismo tiempo, controlar por efectos comunes, se consideran regresiones de la forma sugerida por Dimson (1979) y Chordia y Swaminathan (2000). La forma de esta ecuación de regresión es

$$(1) \quad r_{Bt} - r_{At} = c + \sum_{j=-k}^k b_j r_{mt-j} + \varepsilon_t$$

donde  $r_{Bt}$  y  $r_{At}$  son retornos de los portafolios  $B$  y  $A$  en la semana  $t$ ;  $c$  representa una constante,  $r_{mt}$  es el retorno del mercado en la semana  $t$ ,  $\varepsilon_t$  es un error aleatorio y  $b_j$ ,  $j = -k, \dots, 0, \dots, k$  son coeficientes desconocidos.

CUADRO 2  
ESTADÍSTICAS BÁSICAS DE PORTAFOLIOS

Porcentaje del capital de mercado total, porcentaje del volumen total transado, número de observaciones, retornos semanales porcentuales, media, desviación estándar, coeficientes de simetría y kurtosis, retornos mínimo y máximo y coeficiente de autocorrelación de orden 1. C1 corresponde a la categoría de empresas "pequeñas"; C2 a las "grandes"; V1 a las de "bajos" volúmenes transados y V2 a las de "altos" volúmenes; CJK es la partición de la muestra correspondiente a empresas de tamaño "j", y volumen transado "k"; IGPA e IPSA son el Índice General de Precios de Acciones y el Índice Selectivo de Precios de Acciones elaborados por la Bolsa de Comercio de Santiago.

Portafolio	Capital (%)	Volumen (%)	n	Media	Desv. Est.	Simetría	Kurtosis	Min.	Max.	r
C1	14,1	75,2	511	0,430	2,74	0,82	5,10	-9,45	13,02	0,299
C2	85,9	24,8	511	0,358	2,92	0,27	5,15	-13,21	12,15	0,226
V1	67,9	22,0	511	0,379	2,61	0,52	4,36	-9,49	9,63	0,335
V2	32,1	78,0	511	0,436	3,12	0,56	5,50	-13,16	14,50	0,174
C1V1	8,2	13,2	511	0,391	2,73	0,87	4,52	-7,86	10,71	0,348
C1V2	5,9	62,0	511	0,482	3,16	0,72	6,01	-11,27	15,88	0,186
C2V1	59,7	8,8	511	0,369	2,84	0,31	4,83	-11,35	12,43	0,257
C2V2	26,2	16,0	511	0,310	3,69	0,28	5,80	-17,36	15,81	0,109
IPSA	-	-	511	0,513	3,60	0,16	4,89	-15,38	12,30	0,105
IGPA	-	-	511	0,366	2,71	0,29	4,80	-11,22	10,80	0,220

El modelo de regresión (1) permite analizar la velocidad relativa de ajuste de los retornos  $A$  y  $B$  dado un retorno de mercado. Siguiendo a Chordia y Swaminathan, el portafolio  $B$  responde más rápidamente a la información de mercado que el portafolio  $A$  si la sensibilidad contemporánea a información común, representada por el retorno de mercado, es mayor que la del portafolio  $A$ . Puesto que el portafolio  $A$  es más lento en reaccionar ante la información de mercado, debe ser más sensible a la información pasada, representada en la ecuación (1) por los rezagos en el índice de mercado. En resumen, el portafolio  $B$  responde más rápido que el portafolio  $A$  a la información común si  $b_0 > 0$  y

$$\sum_{j=1}^k b_j < 0.$$

El Cuadro 3 muestra los resultados de estimar la ecuación (1) con los portafolios definidos en la sección anterior. Como índice de mercado se consideran los índices IGPA y e IPSA. En realidad, los resultados difieren muy poco entre estos dos índices de mercado. La variable dependiente corresponde siempre a diferencias de retornos entre portafolios, por lo que no debe sorprender que lo sean relativamente bajos. Más aún, en el contexto de este tipo de estudios, los  $R^2$  encontrados son relativamente altos.

En la primera fila del Cuadro 3 se considera la diferencia de retornos entre empresas grandes y pequeñas. Para el caso del IGPA, el coeficiente contemporáneo es 0,216 y es significativo al 1 por ciento mientras que la suma de los coeficientes rezagados es  $-0,260$  y también es estadísticamente significativo al 1 por ciento. El coeficiente  $R^2$  de este modelo es 0,166. Se desprende de aquí que las empresas grandes se ajustan más rápidamente a la información de mercado que las empresas pequeñas. De hecho, este mismo resultado, para retornos diarios en el mercado accionario chileno, se reporta en Marshall y Walker (2001). Los aspectos fundamentales en los resultados de la primera fila del Cuadro 3 se repiten en las filas siguientes. Los precios de las acciones de empresas con mayor volumen de transacción se ajustan más rápidamente a la información común. Por su parte, tanto en la partición de bajo volumen de transacción como en la otra las acciones de empresas grandes se ajustan más rápido a la información común que las empresas pequeñas.

El caso que presenta coeficientes mayores, en valor absoluto, corresponde a la penúltima fila del Cuadro 3, en la cual se compara las empresas grandes de alto volumen con las empresas pequeñas de bajo volumen. El único caso en que no aparecen coeficientes significativos es en la última fila del Cuadro 3. Los precios de las acciones de empresas grandes de bajo volumen no se ajustan más rápido ni más lento que las empresas pequeñas de alto volumen.

Resumiendo, los resultados del Cuadro 3 indican que habría un “Efecto Volumen” además de un “Efecto Tamaño” en la velocidad de ajuste ante nueva información de mercado. En efecto, dada una categoría de tamaño, las empresas con mayor volumen transado se ajustan más rápido a la nueva información. Por el contrario, para ambas categorías de volumen transado, las empresas más grandes se ajustan más rápido ante nueva información. Sin embargo, al considerar las empresas pequeñas de alto volumen (C1V2) y compararlas con empresas grandes de bajo volumen (C2V1) no se observa reacción más rápida en ninguno de los portafolios; por lo tanto, no puede concluirse a partir de los resultados que haya efectos Tamaño y Volumen independientes.

CUADRO 3  
REGRESIONES DIMSON

La variable dependiente es la diferencia entre portafolios y las variables independientes son el índice de mercado, ponderado y no ponderado contemporáneo, con 5 períodos de rezagos y 5 períodos de adelanto. El primer valor reportado es la suma de los coeficientes correspondientes a los rezagos, el segundo es el coeficiente contemporáneo y el tercer valor reportado es la suma de los coeficientes de adelanto. Los signos (\*) y (\*\*) corresponden a coeficientes significativos al 5% y al 1% respectivamente. Los errores estándar son corregidos por el método de Newey-West. El tamaño de muestra es 511. C1 corresponde a la categoría de empresas "pequeñas"; C2 a las "grandes"; V1 a las de "bajos" volúmenes transados y V2 a las de "altos" volúmenes; CjVt es la partición de la muestra correspondiente a empresas de tamaño "j" y volumen transado "k".

Variable Dependiente	IGPA				IPSA			
	Rezagos	Contemp.	Adelantos	R <sup>2</sup>	Rezagos	Contemp.	Adelantos	R <sup>2</sup>
C2 - C1	-0,260**	0,216**	-0,024	0,166	-0,165**	0,164**	-0,010	0,170
V2 - V1	-0,104**	0,154**	0,061	0,107	-0,061	0,144**	0,045	0,134
C2V1 - CIV1	-0,277**	0,248**	-0,015	0,155	-0,166**	0,171**	0,000	0,135
C2V2 - CIV2	-0,381**	0,299**	0,005	0,151	-0,271**	0,293**	0,010	0,228
C1V2 - CIV1	-0,150**	0,203**	0,061	0,112	-0,078	0,160**	0,049	0,115
C2V2 - C2V1	-0,255**	0,255**	0,080	0,135	-0,182**	0,282**	0,037	0,241
C2V2 - CIV1	-0,531**	0,503**	0,066	0,284	-0,348**	0,453**	0,059	0,383
C2V1 - CIV2	-0,128	0,045	-0,076	0,038	-0,089	0,011	-0,046	0,032

### C. Modelos autorregresivos

Las regresiones de Dimson muestran la velocidad de ajuste ante nueva información de mercado. En contraste, los vectores autorregresivos muestran la velocidad relativa de ajuste de un portafolio con relación a otro. Específicamente, los vectores autorregresivos permiten cuantificar la contribución marginal de las correlaciones cruzadas, dadas las autocorrelaciones, y permiten detectar la habilidad de algunos portafolios para predecir los retornos de otros portafolios. El modelo autorregresivo vectorial tiene la forma

$$(2a) \quad r_{A_t} = m_{A_t} + \sum_{i=1}^k a_i r_{A_{t-i}} + \sum_{i=1}^k b_i r_{B_{t-i}} + \varepsilon_{A_t}$$

$$(2b) \quad r_{B_t} = m_{B_t} + \sum_{i=1}^k c_i r_{B_{t-i}} + \sum_{i=1}^k d_i r_{A_{t-i}} + \varepsilon_{B_t}$$

En esta especificación, los retornos del portafolio B se dice que *causan*, de acuerdo a la definición de Granger, los retornos del portafolio A si, controlando por el poder predictivo de los rezagos de A, los rezagos de B pueden predecir los retornos de A. Chordia y Swaminathan (2000) usan una versión modificada del test de causalidad al examinar, primero, si la suma de los rezagos de B en la ecuación (2a) es mayor que cero y, segundo, considerando conjuntamente las ecuaciones (2a) y (2b), verificar si los retornos de un portafolio predicen los de otro, mediante el test de hipótesis:

$$(3) \quad Z = \sum_{i=1}^k b_i - \sum_{i=1}^k d_i > 0$$

El Cuadro 4 presenta modelos autorregresivos uniecuacionales, mientras que el Cuadro 5 presenta modelos autoregresivos vectoriales para pares de portafolios. En ambos casos el número de rezagos es igual a 5.

En el Cuadro 4 se presenta para cada portafolio el primer coeficiente, la suma de los coeficientes, un test para la hipótesis que el vector de coeficientes es igual a cero y el coeficiente  $R^2$ . Tanto el primer coeficiente como la suma de los coeficientes son muy significativos: en casi todos los casos son mayores en portafolios de menor tamaño y menor volumen. Para el portafolio de empresas grandes con altos volúmenes, el primer coeficiente autorregresivo no es significativo, aunque la suma sí lo es al 5 por ciento, al igual que el vector de coeficientes rezagados. Los coeficientes  $R^2$  varían considerablemente. Para las empresas pequeñas y de bajo volumen de transacción el poder predictivo de los retornos pasados llega al 13,9 por ciento, mientras que en las empresas grandes de alto volumen el estadígrafo  $R^2$  es 2,4 por ciento. Por ende, al igual que para los retornos diarios, en Chile los retornos semanales poseen autocorrelación significativa.

El Cuadro 5 presenta los modelos autorregresivos vectoriales para pares de portafolios. El propósito de estos test es verificar si los retornos semanales de

**CUADRO 4**  
**MODELOS AUTORREGRESIVOS PARA PORTAFOLIOS INDIVIDUALES**

Autorregresiones para cada portafolio. Las variables independientes son los rezagos de la variable dependiente con 5 rezagos. Se reportan los coeficientes correspondientes al rezago 1 y a la suma de los rezagos. En la columna "vector" se reporta el resultado del test de que el vector de coeficientes es igual a cero. Los signos (\*) y (\*\*) corresponden a coeficientes significativos al 5% y al 1% respectivamente. Los errores estándar son corregidos por el método de Newey-West. El estadígrafo  $R^2$  corresponde al valor ajustado. El tamaño de muestra es 511. C1 corresponde a la categoría de empresas "pequeñas"; C2 a las "grandes"; V1 a las de "bajos" volúmenes transados y V2 a las de "altos" volúmenes; CjVk es la partición de la muestra correspondiente a empresas de tamaño "j" y volumen transado "k"

Variable Dependiente	Primero	Suma	Vector	$R^2$
C1	0,238 **	0,446 **	**	0,119
C2	0,192 **	0,302 **	**	0,063
V1	0,295 **	0,408 **	**	0,124
V2	0,124 *	0,365 **	**	0,067
C1V1	0,316 **	0,431 **	**	0,139
C2V1	0,226 **	0,320 **	**	0,072
C1V2	0,126 *	0,406 **	**	0,080
C2V2	0,095	0,186 *	**	0,024
IGPA	0,183 **	0,334 **	**	0,063
IPSA	0,091	0,175		0,014

empresas de alto volumen, empresas grandes o una combinación de ellas permiten predecir significativamente los retornos de los otros portafolios.

En el primer par se modelan los portafolios de las empresas grandes y pequeñas. El estadígrafo Z definido en (3) es positivo, pero no resulta significativo al 5 por ciento. Este resultado en principio es inconsistente con Marshall y Walker (2001), ya que con datos diarios ellos encuentran un significativo poder predictivo de los retornos de empresas grandes sobre los de empresas pequeñas. Esto puede interpretarse como que al menos una parte de la aparente predictibilidad se debe a sesgos de iliquidez en las empresas pequeñas, problema que tiende a mitigarse con datos semanales. Es decir, no habría un "Efecto Tamaño" incondicional sobre la correlación serial cruzada. Al partir además la muestra en empresas de alto y bajo volumen, se encuentra un Efecto Tamaño en la correlación serial cruzada sólo en el caso de las empresas con bajo volumen transado, lo que tiende a verificar la interpretación anterior.

Lo que sí aparece como nuevo es el Efecto Volumen sobre la correlación serial cruzada: para empresas grandes, pequeñas y también para el promedio, se da que los retornos semanales de empresas con mayor volumen de transacciones anticipan al resto. Sin embargo, consistente con los resultados de las regresiones Dimson, no puede identificarse con claridad un efecto cruzado de

**CUADRO 5**  
**VECTORES AUTORREGRESIVOS PARA PARES DE PORTAFOLIOS**

Autoregresiones vectoriales para cada portafolio. Las variables explicativas son los rezagos de otros portafolios y los rezagos de la variable dependiente. El número de rezagos es 5. Se reportan los coeficientes correspondientes al rezago 1 y a la suma de los rezagos. En la columna "vector", se reporta el resultado del test de que el vector de coeficientes es igual a cero. Los signos (\*), (\*\*), (\*\*\*) corresponden a coeficientes significativos al 5% y al 1% respectivamente. Los errores estándar son corregidos por el método de Newey-West. El tamaño de muestra es 511. El estadístico Z corresponde a la diferencia entre los efectos cruzados. C1 corresponde a la categoría de empresas "pequeñas"; C2 a las "grandes"; V1 a las de "bajos" volúmenes transados y V2 a las de "altos" volúmenes; CjVk es la partición de la muestra correspondiente a empresas de tamaño "j" y volumen transado "k".

Par	Variable Dependiente	Variable Explicativa	Rezagos Dependiente		Rezagos Explicativa			R <sup>2</sup>	Z
			Primero	Suma	Vector	Primero	Suma		
1	C1	C2	0,064	0,288		0,185 *	0,211	0,144	0,145
	C2	C1	0,216 **	0,237		-0,033	0,066	0,076	
2	V1	V2	0,221 **	0,165		0,068	0,246 *	0,140	0,186 *
	V2	V1	0,056	0,320 *		0,097	0,060	0,084	
3	C1V1	C2V1	0,124	0,060		0,221 **	0,462 **	0,177	0,452 **
	C2V1	C1V1	0,213 **	0,290 *		0,014	0,010	0,091	
4	C1V2	C2V2	-0,028	0,309 **		0,160 **	0,175	0,124	0,118
	C2V2	C1V2	0,142 *	0,171	*	-0,074	0,057	0,041	
5	C1V1	C1V2	0,230 **	0,143	**	0,088	0,315 **	0,169	0,165 **
	C1V2	C1V1	0,032	0,291 **		0,142	0,150	0,102	
6	C2V1	C2V2	0,080	0,099		0,124	0,257 **	0,111	0,243 **
	C2V2	C2V1	0,159 *	0,207	**	-0,097	0,014	0,049	
7	C1V1	C2V2	0,171 **	0,216 **	**	0,137 **	0,282 **	0,178	0,261 **
	C2V2	C1V1	0,099	0,171		-0,005	0,021	0,040	
8	C1V2	C2V1	0,063	0,397 **	*	0,089	0,018	0,095	-0,129
	C2V1	C1V2	0,214 **	0,180	*	0,010	0,147	0,090	

empresas pequeñas pero líquidas (C1V2) sobre empresas grandes e ilíquidas (C2V1), ni viceversa, lo que impide detectar efectos independientes.

Por último, tal como podía esperarse, los retornos de empresas grandes y de altos volúmenes de transacción (C2V2) permiten predecir los de las empresas pequeñas y de bajo volumen de transacción (C1V1).

#### D. VAR ampliado

El último análisis estadístico consistió en considerar simultáneamente, en un VAR ampliado, los retornos de las cuatro categorías de portafolios consideradas. Lo interesante en este caso es ver si de éste puede identificarse algún efecto claro. Dados los resultados anteriores, una hipótesis es que las empresas grandes y de mayor volumen transado liderarían el resto, permaneciendo como el único efecto cruzado de importancia. Es interesante verificar también si las autocorrelaciones reportadas en las secciones anteriores continúan siendo significativas.

Los resultados se presentan en el Cuadro 6. En este caso se utilizaron tres rezagos, lo que resulta óptimo conforme al criterio de Akaike. Hay dos resultados notables en dicho cuadro: primero, todo el efecto cruzado es capturado por las empresas grandes y de mayor liquidez (C2V2), a pesar de que ellas no representan más que el 10 por ciento de la muestra, y, segundo, no permanece ningún efecto o autocorrelación propia, a excepción del propio C2V2. El que este portafolio también anticipe al de empresas pequeñas con alta liquidez indica que los resultados no son espurios ni atribuibles a un problema de falta de transacciones.

El único resultado posiblemente contrario a la intuición es la significancia al 5 por ciento del efecto de las empresas más pequeñas e ilíquidas (C1V1) sobre las empresas pequeñas de mayor liquidez (C1V2).

CUADRO 6  
VAR AMPLIADO

Autorregresiones vectoriales considerando las cuatro particiones de portafolios. Las variables explicativas son los rezagos de los otros portafolios y los rezagos de la variable dependiente. El número de rezagos es 3. Sólo se reportan los coeficientes correspondientes a la suma de los rezagos. Los signos (\*) y (\*\*) corresponden a coeficientes significativos al 5% y al 1% respectivamente. Los errores estándar son corregidos con el método de Newey-West. El tamaño de muestra es 511. C1 corresponde a la categoría de empresas "pequeñas"; C2 a las "grandes"; V1 a las de "bajos" volúmenes transados y V2 a las de "altos" volúmenes; CjVk es la partición de la muestra correspondiente a empresas de tamaño "j" y volumen transado "k".

Variable Explicativa	Variable Dependiente			
	C2V2	C1V2	C2V1	C1V1
C2V2	0.305108 **	0.307188 **	0.310832 **	0.204829 **
C1V2	-0.086129	0.138169	0.030353	-0.072624
C2V1	-0.115508	-0.236336	0.009642	0.147778
C1V1	0.115648	0.28013 *	0.034834	0.257952

### E. Análisis de impulsos

Las Figuras 1 y 2 presentan los resultados de un análisis de impulsos y respuestas ante innovaciones en el modelo autorregresivo vectorial que incluye los cuatro portafolios estudiados en el punto anterior. La Figura 1 muestra las respuestas a los impulsos para cada una de las 10 semanas que siguen al impulso inicial y los correspondientes intervalos de confianza al 95 por ciento, mientras que la Figura 2 presenta las respuestas acumuladas.

La primera columna de la matriz de gráficos de la Figura 1 muestra la respuesta de los distintos portafolios a un impulso igual a una desviación estándar en el portafolio C2V2 que representa a las empresas más grandes y de mayor volumen de transacción. En todos los casos, quizás con la excepción del primer gráfico que representa los efectos propios producto de la autocorrelación en el portafolio C2V2, las respuestas en las primeras 5 semanas son positivas y estadísticamente significativas al 5 por ciento. Después de las primeras 5 semanas los efectos disminuyen y ya no son estadísticamente significativos. En la primera columna de la matriz de gráficos de la Figura 2 se presentan los efectos acumulados en los distintos portafolios de un impulso igual a una desviación estándar en el portafolio C2V2. En prácticamente todos los casos, después de 5 semanas se alcanza la casi totalidad del efecto producido por el impulso inicial y este efecto final es estadísticamente significativo al 5 por ciento. A partir de los coeficientes estimados en el modelo autorregresivo vectorial se puede medir el efecto final de un cambio igual a 1 por ciento en el retorno de C2V2. El efecto final sobre C2V2 será igual a 1,44 por ciento y los efectos sobre los otros portafolios serán: 0,51 por ciento en el portafolio C1V2; 0,45 por ciento en el portafolio C2V1; y 0,40 por ciento en el portafolio C1V1. Esto quiere decir que el efecto más importante de un cambio igual a 1 por ciento en los retornos de las empresas más grandes y de mayor volumen de transacción se produce sobre las empresas pequeñas con alto volumen de transacción y el efecto menor sobre las empresas pequeñas de bajo volumen de transacción.

En la segunda columna de las matrices de gráficos en las Figuras 1 y 2 se presentan las respuestas de los distintos portafolios a un impulso igual a una desviación estándar en el portafolio C1V2 que representa a las empresas pequeñas con alto volumen de transacción. Los efectos de largo plazo son no significativos estadísticamente, por cuanto el intervalo de confianza contiene al cero en los portafolios C2V2 y C2V1. Esto quiere decir que las empresas pequeñas con altos volúmenes de transacción no generan efectos de largo plazo sobre las empresas grandes, sean éstas con bajos o altos volúmenes de transacción. Los impulsos en el portafolio C1V2 sí tienen efectos de largo plazo sobre los propios retornos y el efecto de largo plazo llega a 1,16 por ciento dado un impulso inicial igual a 1 por ciento. Finalmente, el efecto que tiene sobre C1V1 una innovación en C1V2 es prácticamente igual a cero según se muestra en el último gráfico de la segunda columna de la Figura 2.

En la tercera columna de las matrices de gráficos en las Figuras 1 y 2 se muestran las respuestas de los distintos portafolios a una innovación igual a una desviación estándar en el portafolio C2V1 que representa a las empresas grandes con bajo volumen de transacción. En este caso, todos los efectos de largo plazo son estadísticamente iguales a cero con la excepción del efecto propio

FIGURA 1  
 GRAFICO DE IMPULSO RESPUESTA

Impulso-Respuesta usando una descomposición de Cholesky con el ordenamiento C2V2, C1V2, C2V1, C1V1  
 y un impulso de una desviación estándar  $\pm 2$  desviaciones estándar.

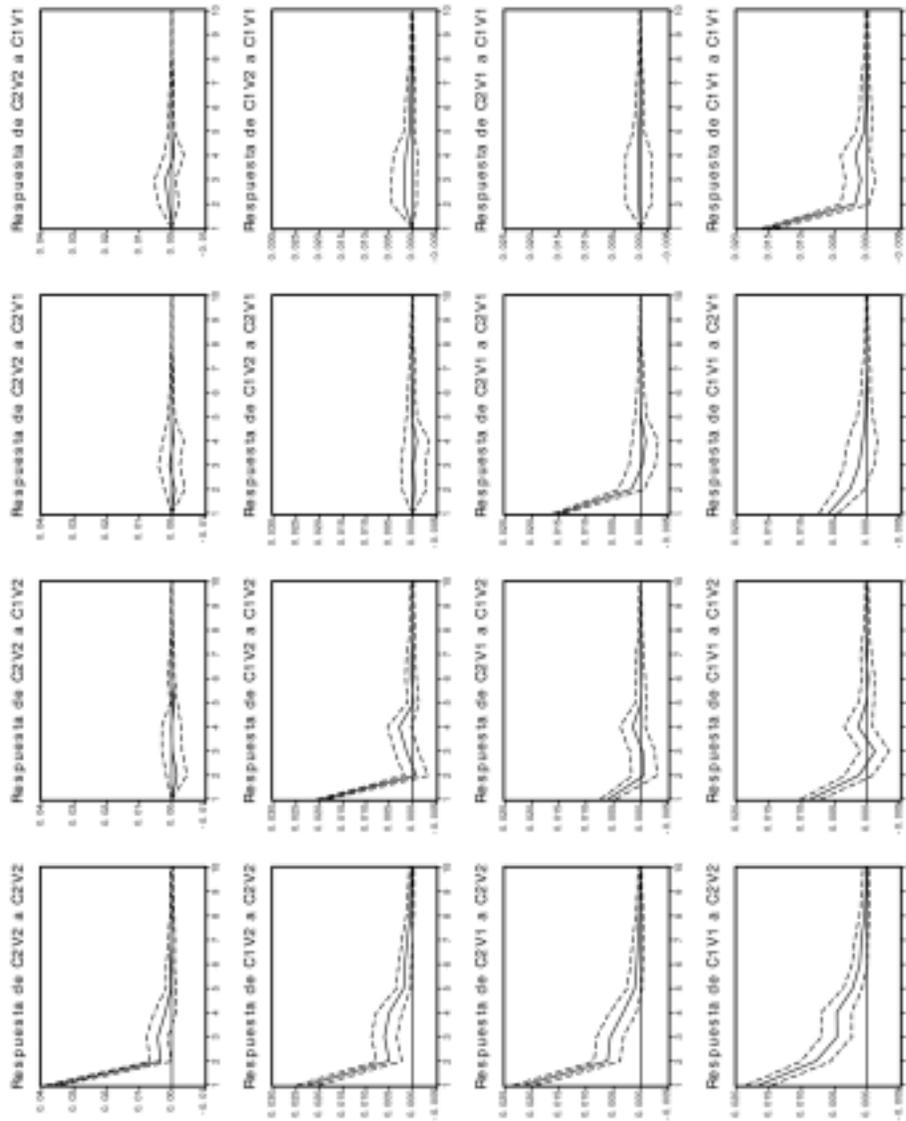
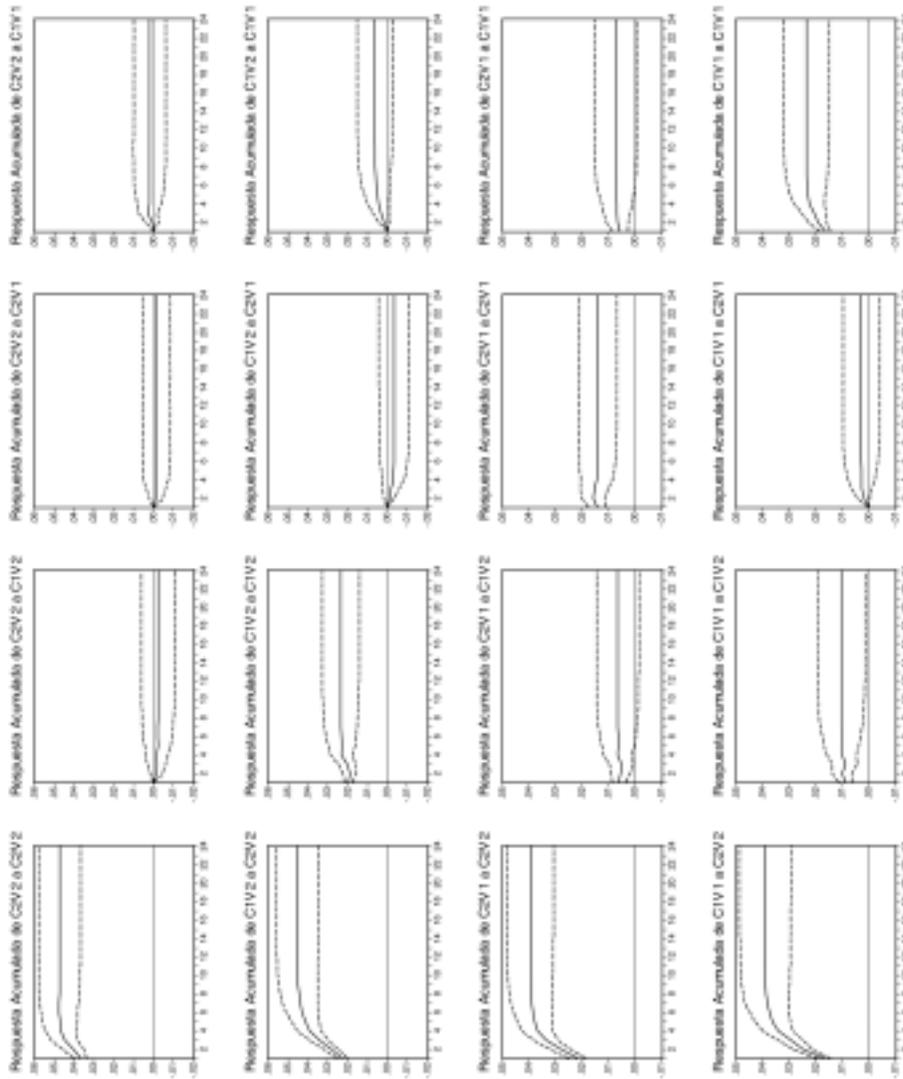


FIGURA 2  
 GRAFICO DE IMPULSO-RESPUESTA ACUMULADA

Impulso-Respuesta acumulada usando una descomposición de Cholesky con el ordenamiento C2V2, C1V2, C2V1, C1V1 y un impulso de una desviación estándar  $\pm 2$  desviaciones estándar.



producto de la autocorrelación del portafolio C2V1. El efecto propio llega a 1,01 por ciento dado un impulso inicial igual a 1 por ciento.

Finalmente, en la última columna de gráficos, siempre en las Figuras 1 y 2, se muestran las respuestas de los distintos portafolios a una innovación igual a una desviación estándar en el portafolio C1V1 que representa a las empresas pequeñas con bajos volúmenes de transacción. Nuevamente, el único efecto de largo plazo que es estadísticamente significativo al 5 por ciento es el efecto propio producto de la autocorrelación en los retornos de este portafolio. Un cambio inicial igual a 1 por ciento en los retornos de C1V1 genera en el largo plazo un cambio acumulado igual a 1,35 por ciento.

En resumen, el análisis de impulso-respuesta que se presenta en las Figuras 1 y 2 muestra que los impulsos en los retornos de empresas grandes y con altos volúmenes de transacción tienen efectos significativos y perdurables sobre los retornos de todos los otros portafolios, mientras que innovaciones en cualquiera de los otros portafolios sólo tienen efectos significativos, y de orden de magnitud mucho menor, en los propios retornos. Nótese que esto parece contradecir los resultados del VAR ampliado, en que desaparecían los efectos propios. La razón es que si bien la suma de los propios coeficientes rezagados no es significativa, la diagonal de la Figura 1 muestra que el primer rezago propio sí es significativo, lo que provoca la respuesta acumulada significativa en el largo plazo frente a impulsos propios.

Una crítica que se puede hacer al análisis de impulso-respuesta que se presenta en las Figuras 1 y 2 es que está basado en la descomposición de Cholesky y por tanto el orden en el cual se presentan las variables en la descomposición determina una causalidad en la correlación contemporánea. De esta forma se pueden alterar los resultados según el orden de las variables en el modelo VAR. Aun cuando en nuestro caso es natural suponer que la correlación contemporánea entre las variables está determinada según el orden de las variables elegido (C2V2, C1V2, C2V1 y C1V1), dados los resultados de las regresiones Dimson, la Figura 3 presenta el análisis de impulso-respuesta generalizado según Pesaran y Shin (1998). Los resultados sólo difieren levemente de los presentados en la Figura 1 aunque la mayor diferencia se produce, como es natural, en el rezago 1.

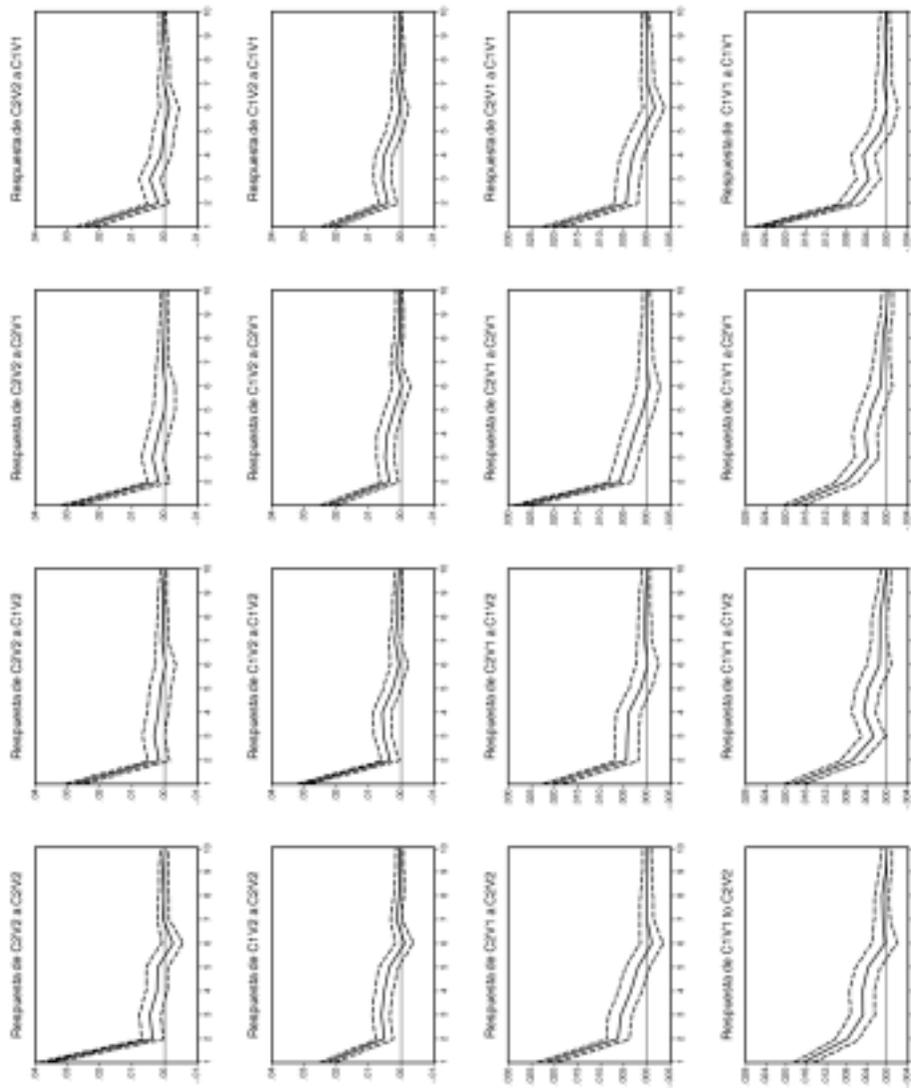
#### IV. CONCLUSIONES

Sobre la base de retornos semanales de empresas transadas en la Bolsa de Comercio de Santiago de Chile este estudio analiza la velocidad de reacción de precios de acciones agrupadas según tamaño y liquidez, tanto frente a choques en el mercado accionario agregado como a choques cruzados. La evidencia indica que para retornos semanales existe un significativo nivel de autocorrelación. No obstante, en un contexto multivariado, y a excepción de las empresas más líquidas y grandes, sólo resulta significativa la autocorrelación (parcial) de primer orden.

Hay evidencia de correlación serial cruzada significativa, en que los retornos de empresas líquidas y grandes (empresas “prime”, que no representan más

FIGURA 3  
 GRAFICO DE IMPULSO RESPUESTA GENERALIZADO

Impulso-Respuesta generalizado para un impulso de una desviación estándar  $\pm 2$  desviaciones estándar.



del 10 por ciento de la muestra) anticipan significativamente y el resto. Un punto porcentual de retorno en las primeras permite predecir retornos significativos acumulados de entre 0,4 y 0,5 por ciento en el resto. Esta correlación serial cruzada no se debe a problemas de iliquidez, ya que es robusta en todas las particiones utilizadas.

Existe alguna evidencia de un Efecto Liqueidez y, en menor medida, de un Efecto Tamaño, que separadamente explican la correlación serial cruzada, pero no son robustos, ya que los retornos de empresas pequeñas de alta liquidez y de empresas grandes de baja liquidez no se anticipan el uno al otro. Habría entonces un efecto conjunto sintetizado en las empresas “prime”, de mayor liquidez y tamaño.

En el contexto de la literatura, la evidencia contradice a Mech (1993), ya que es improbable que el efecto cruzado de las empresas “prime” sobre el resto se anule por costos de transacción, dados su orden de magnitud y su presencia en empresas líquidas. También contradicen a Boudoukh, Richardson y Whitelaw (1994), ya que claramente la predictibilidad no se debe sólo a autocorrelación. Hay un claro y robusto efecto cruzado. La evidencia en principio sí es consistente con Chordia y Swaminathan (2000), puesto que las empresas más transadas tienden a anticipar al resto y, posiblemente, también con Sias y Starks (1997), ya que precisamente son las empresas “prime”, objeto de cercano seguimiento por parte de inversionistas institucionales, las que lideran el resto. Sin embargo, aquí no se da que este portafolio sea el que también exhiba mayor autocorrelación, producto de las transacciones estratégicas de los institucionales.

En resumen, la evidencia encontrada en principio apoya la escuela “herética”, que afirma que el mercado demora relativamente más en incorporar información a los precios de ciertas acciones, más pequeñas e ilíquidas, y que, dados los órdenes de magnitud encontrados, la mayor rentabilidad sería explotable. En otras palabras, la importancia económica de estos resultados es que posiblemente revelan la existencia de un grado de ineficiencia de mercado que se produce por *subreacción* frente a determinadas noticias. Considerando costos de transacción (*de ida y vuelta*) de alrededor de 1 punto porcentual, los gráficos de respuesta acumulada indican que habría oportunidades explotables si la magnitud del impulso inicial es lo suficientemente grande. De hecho, el impulso inicial en C2V2 de sólo 1 por ciento genera rentabilidades acumuladas significativas de 4 puntos porcentuales, incluso para el portafolio más líquido de las empresas pequeñas. Que el resultado se produzca con este portafolio es importante porque, en principio, la iliquidez no impediría la explotación de la oportunidad. Una hipótesis alternativa es que esta mayor rentabilidad obedece a algún premio por riesgo adicional que se exige a la inversión en acciones dada una mayor incertidumbre ante noticias significativas, pero esta interpretación no es sustentable frente a impulsos negativos. Por último, dada la significancia estadística, las estrategias darían resultados anormales *en promedio*, pero, considerando que los  $R^2$  son relativamente bajos, en muchos casos no ocurrirá así.

## REFERENCIAS

- Amihud, Y. and H. Mendelson (1986). "Asset Pricing and the Bid-Ask Spread". *Journal of Financial Economics* 17, pp. 223-50.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1991). "Liquidity, Asset Prices, and Financial Policies". *Financial Analysts Journal* 47, pp. 56-66.
- Arbel, A. and P. J. Strebel (1983). "Pay Attention to Neglected Firms". *Journal of Portfolio Management*, Winter.
- Arbel, A. and P. J. Strebel (1985). "Generic Stocks: An Old Product in a New Package". *Journal of Portfolio Management*.
- Ariel, R.A. (1987). "A Monthly Effect on Stock Returns". *Journal of Financial Economics*.
- Ariel, R.A. (1990). "High Stock Returns Before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes". *Journal of Finance*.
- Badrinath, S.G., J.R. Kale and T.H. Noe (1995). "Of Shepherds, Sheep, and the Cross-autocorrelations in Equity Returns". *Review of Financial Studies*, Vol. 8 Nº 2, pp. 401-430.
- Basu, S. (1977). "The Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratio: A Test of the Efficient Markets Hypothesis". *Journal of Finance* 32, pp. 663-82.
- Basu, S. (1983). "The Relationship Between Earnings Yield, Market Value, and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence". *Journal of Financial Economics* 12.
- Brennan, M.J., N. Jegadeesh and B. Swaminathan (1993). "Investment Analysis and the Adjustment of Stock Prices to Common Information". *Review of Financial Studies* Vol. 6, Nº 4, pp. 799-824.
- Blume, M. E. and Robert F. Stambaugh. (1983). "Biases in Computed Returns: An Application to the Size-Effect". *Journal of Financial Economics* 12.
- Boudoukh, J., M.P. Richardson and R.F. Whitelaw (1994). "A Tale of Three Schools: Insights on Autocorrelations of Short-Horizon Returns". *The Review of Financial Studies*, Fall, Vol. 7 Nº 3, pp. 539-573.
- Brown, K., W. Harlow and S. Tinic (1988). "Risk Aversion, Uncertain Information and Market Efficiency." *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 355-385.
- Brown, K., W. Harlow and S. Tinic (1993). "The Risk and Required Return on Common Stock following Major Price Innovations". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, Nº 1, pp. 101-116
- Campbell, J.Y. (1997). Andrew W. Lo and A. Craig MacKinlay. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Chang, E.C., G.R. McQueen and J.M. Pinegar (1998). "Cross-Autocorrelation in Asian Stock Markets". Mimeo.
- Chordia, T. and B. Swaminathan (2000). "Trading Volume and Cross-Autocorrelations in Stock Returns". *Journal of Finance*, Vol. LV Nº 2, pp. 913-935.
- Damodaran, A. (1989). "The Weekend Effect and Information Releases: A Study of Earnings and Dividend Announcements". *Review of Financial Studies* 2 Nº 4, pp. 607-23.

- Daniel, K. and S. Titman (1999). "Market Efficiency in an Irrational World". *Financial Analysts Journal* November/December, pp. 28-40.
- Dimson, E (1979). "Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading". *Journal of Financial Economics* 7, pp. 197-226.
- Fama, E. (1976). *Foundations of Finance*, Basic Books, Inc. New York.
- Fama, E. F. and K. R. French (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns". *Journal of Finance*, Vol. XLVII, N° 2, pp. 427-465.
- French, K. (1980). "Stock Returns and the Weekend Effect". *Journal of Financial Economics* 8.
- Gibbons, M. and P. Hess (1981). "Day of the Week Effects and Asset Returns". *Journal of Business* 54.
- Gultekin M.N. and B.N. Gultekin (1983). "Stock Market Seasonality: International Evidence". *Journal of Financial Economics*.
- Haugen, R. A. (1995). *The New Finance. The Case Against Efficient Markets*. Prentice Hall, Contemporary Issues in Finance. New Jersey.
- Ingersoll, J. E. (1987). *Theory of Financial Decision Making*. Rowman and Littlefield, Studies in Financial Economics. New Jersey.
- Kamara, A. (1997). "New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns". *Journal of Business* Vol. 70, N° 1.
- Keim, D. B. (1983). "Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence". *Journal of Financial Economics* 12.
- Ljung, G.M. and G.E.P. Box (1978). "On A Measure of Lack of Fit in Time-Series Models". *Biometrika* Vol. 66, pp. 67-72.
- Lo, A.L. and A.C. Mackinlay (1988). "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test". *Review of Financial Studies*, Vol. 1, pp. 41-66.
- Lo, A.L. and A.C. Mackinlay (1990). "An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading". *Journal of Econometrics* 45, pp. 181-211.
- Marshall, P. and E. Walker (2001). "Day-of-the-Week and Size Effects in emerging markets: Evidence from Chile". *Revista de Análisis Económico*.....
- McQueen, G., M. Pinegar and S. Thorley (1996). "Delayed Reaction to Good News and the Cross-Autocorrelation of Portfolio Returns". *Journal of Finance*, Vol. 51, N° 3, July, pp. 889-919.
- Mech, T.S. (1993). "Portfolio Return Autocorrelation". *Journal of Financial Economics*, 34, pp. 307-344.
- Modigliani, F. and G. Pogue (1974). "An Introduction to Risk and Return: Concepts and Evidence". *Financial Analysts Journal*, pp. 69-85.
- Owen, J. and R. Rabinovitch (1983). "On the Class of Elliptical Distributions and their Applications to the Theory of Portfolio Choice". *Journal of Finance*, Vol. 38 N° 3.
- Pattel, J.M. and M.A. Wolfson (1982). "Good News, Bad News and the Intraday Timing of Corporate Disclosures". *Accounting Review* 57, pp. 509-27.
- Pennman, S. (1987) "The Distribution of Earnings News Over Time and Seasonalities in Aggregate Stock Returns". *Journal of Financial Economics* 18, pp. 199-228.
- Pesaran, H.H. and Y. Shin (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economic Letters* 58, pp. 17-29.

- Reinganum, M. R. (1983). "The Anomalous Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax Loss Effects." *Journal of Financial Economics* 12.
- Roll, R. (1984). "Orange Juice and Weather". *American Economic Review* 74, pp. 861-80.
- Sias, Richard W. and Laura Starks (1995). The Day-of-the-Week Anomaly: The Role of Institutional Investors. *Financial Analysis Journal*, May-June, pp. 58-67.
- Sias, Richard W. and Laura Starks (1997). Return Autocorrelation and Institutional Investors. *Journal of Financial Economics*, Vol. 46, 103-131.
- Statman, M. (1987). "How many stocks make a diversified portfolio?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.
- Zhou, G. (1994). "Asset Pricing Tests under Alternative Distributions". *Journal of Finance* Vol. 48, Nº 5.