

ESTIMACION DE RIESGO CON TRANSACCIONES DISCONTINUAS

Jorge Gregoire*

EXTRACTO

La existencia de fricción en los mercados de capital genera demoras en el ajuste de los precios y anomalías en los retornos observados, produciéndose finalmente un problema econométrico de error en las variables, en aplicaciones del modelo de mercado usual. Estos problemas se estudian para el mercado accionario chileno y puede concluirse que para reducir los sesgos de estimación del parámetro de riesgo beta, parece conveniente incorporar términos de adelanto y rezago para el retorno del índice de mercado, de acuerdo al método de coeficientes agregados de Dimson.

ABSTRACT

The presence of friction in the capital market generates price adjustment delays and observed returns anomalies; finally there is an econometric problem of error in variables in applications of the traditional market model. The problem is studied for the Chilean stock market and can conclude that to reduce estimation bias for the risk parameter (beta), it appears useful to include both lead and lag terms for the market index returns, according to Dimson's aggregated coefficients method.

*Profesor e investigador del Departamento de Administración de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile.

ESTIMACION DE RIESGO CON TRANSACCIONES DISCONTINUAS*

Jorge Gregoire

I. INTRODUCCION

La disponibilidad de estimaciones confiables del parámetro de riesgo Beta es básica para aplicaciones del modelo de equilibrio CAPM (Sharpe-Lintner-Black). El "modelo de mercado" tradicional, si se considera un proceso (teórico) sin fricciones satisface estos requerimientos; lamentablemente, en los mercados de capitales, el proceso de transacciones está efectivamente sujeto a fricción y los activos se transan en forma discontinua, en algunos casos muy infrecuente, generándose demoras en el ajuste de los precios y diversas anomalías en los retornos observados, lo que finalmente se traduce en un problema econométrico de error en las variables, en el modelo de mercado. El tema ha recibido aportes importantes en años recientes, tales como Scholes y Williams, 1977; Dimson, 1979; Cohen y otros, 1983. Véase también Fowler y Rorke, 1983; McInish y Wood, 1986.¹

Estos problemas de transacciones discontinuas parecen manifestarse en el efecto intervalo, un resultado empírico, detectado entre otros por Levhary-Levy, 1977; Smith, 1978 (véase también los primeros citados, anteriormente) según el cual, las estimaciones del parámetro de riesgo (Beta) del modelo de mercado varían en forma sistemática según sea el intervalo definido en que se miden los retornos de los diferentes títulos accionarios y del índice de mercado. Asimismo, se observa que el coeficiente de determinación R^2 de dicho modelo de mercado, va aumentando a mayor intervalo considerado. Bajo los supuestos usuales del modelo de mercado, el efecto es contradictorio. Sin embargo, al incorporar fricciones en el proceso de tran-

**Estudios de Economía*, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, vol. 14 n° 2, diciembre de 1987

¹Los informes acerca del problema se refieren a esta discontinuidad de transacciones, asumiéndola a "estrechez" del mercado (*thin trading*).

sacciones, el efecto intervalo sería un reflejo precisamente de la existencia de demoras o retardos en el ajuste de los precios que generan finalmente problemas econométricos en el modelo de mercado tradicional. Asimismo, puede destacarse el problema planteado por L. Fisher, 1966, según el cual, los precios de cierre registrados en un momento determinado pueden corresponder a transacciones anteriores, sea en el mismo período, o peor aún en períodos anteriores, lo que induce correlación serial en los retornos observados de un índice de mercado; el planteamiento original se refirió a demoras muy cortas. El problema de transacciones infrecuentes y datos no sincronizados ha sido profundizado posteriormente en los trabajos ya mencionados.

Sea $r_{j,t}^o$ el retorno observado del activo j en t ; $r_{j,t}$ los retornos verdaderos (no observados) generados por un proceso sin fricciones, el modelo de mercado en (2); $r_{M,t}$ es el retorno del índice de mercado, $\epsilon_{j,t}$ un error aleatorio puro; α y β los parámetros usuales del modelo de mercado. Tenemos entonces:²

$$r_{j,t}^o = \sum_{n=0}^N \gamma_{j,t-n,n} r_{j,t-n} \quad (\text{Cohen y otros, 1983}) \quad (1)$$

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_j r_{M,t} + \epsilon_{j,t} \quad (2)$$

Los $\gamma_{j,t-n,n}$ son variables aleatorias, que cumplen ciertos supuestos, y que caracterizan el nexo entre retornos observados y verdaderos. Si se cumple que los $\gamma_{j,t,n} \neq 0$ para $n > 0$, debido a fricciones en el mercado, entonces se producirán las demoras en el ajuste de los precios ya mencionados; si además estas variables $\gamma_{j,t,n}$ difieren entre sí para los diferentes activos, se introducirá correlación serial cruzada en los retornos observados, y sesgos en las estimaciones del modelo de mercado, pese a que los retornos verdaderos (sin fricción) se comportan de acuerdo con los supuestos del modelo de mercado teórico.³ Vale decir, estas "demoras" provocan movimientos no sincronizados de los retornos observados (ante variaciones contemporáneas de los retornos verdaderos), generándose así un problema de error en las variables en el modelo de mercado, y entonces las estimaciones, mínimos cuadrados ordinarios (MCO) del modelo de mercado usual, serán sesgadas e inconsisten-

²El modelo sin fricciones cumple los supuestos usuales: (a) $r_{M,t}, r_{M,\tau}$ independientes e idénticamente distribuidos (i.i.d) para todo $t \neq \tau$. (b) $\epsilon_{j,t}, \epsilon_{j,\tau}$ son (i.i.d.) para todo $t \neq \tau$ con $E(\epsilon_{j,t}) = 0$ para todo j, t . (c) $\epsilon_{j,t}, \epsilon_{i,\tau}$ independientes para todo $i \neq j, t \neq \tau$ (d) $r_{M,t}, \epsilon_{j,\tau}$ independientes para todo j, t, τ .

³Los efectos producidos incluyen ciertamente, entre otros, el problema detectado por Fisher, 1966. Además se induce leptokurtosis en los retornos y autocorrelación de las series individuales.

tes. En particular, para la medida de riesgo sistemático (β_j), se tendrá para el estimador MCO ($\hat{\beta}_j$): $\lim \text{prob} (\hat{\beta}_j) \neq \beta_j$, y la dirección del sesgo, para un intervalo dado, será una sobrestimación de β_j en algunos activos y subestimación para otros, puesto que el promedio (ponderado) del mercado (índice) no tiene sesgo y $\sum_k X_k \beta_k = 1$, donde X_k es el peso relativo del activo k en el mercado (índice). Aquellos activos con mayor discontinuidad de transacciones en relación al promedio del mercado (índice) o, en general, mayor demora relativa en el ajuste observado en los precios, presentarán un $\hat{\beta}_j$ que subestima el "verdadero" parámetro β_j . Los activos con menor discontinuidad de transacciones, en relación al promedio del mercado, presentarán un sesgo de signo contrario al anterior.

La magnitud del sesgo dependerá del grado en que se dan estas demoras de ajuste en los precios.

2. MODELOS CON FRICCIÓN: ESTIMADORES DE BETA

Scholes-Williams, 1977, proponen y demuestran que, bajo ciertos supuestos del proceso generador de retornos, un estimador incesgado y consistente del parámetro β_j de riesgo sistemático es el siguiente:

$$\hat{\beta}_j = (\hat{\beta}_{j,+1} + \hat{\beta}_{j,-1} + \hat{\beta}_{j,0}) / (1 + 2\hat{\rho}_1) \quad (3)$$

Los coeficientes (de regresión) $\hat{\beta}_{j,+1}$, $\hat{\beta}_{j,-1}$ y $\hat{\beta}_{j,0}$ corresponden a los estimadores MCO provenientes de regresiones separadas simples, de los retornos observados del activo j , ($r_{j,t}^0$) con los retornos respectivamente adelantados (*lead*) de orden uno del índice de mercado, con los retornos rezagados (*lag*) de orden uno del índice y con el retorno contemporáneo del índice $r_{M,t+1}^0$, $r_{M,t-1}^0$ y $r_{M,t}^0$. El término $\hat{\rho}_1$ corresponde al coeficiente de correlación serial de primer orden, de los retornos del índice. Scholes-Williams suponen en (3) que ρ_k para $k \geq 2$ es cero. Para un intervalo de medición de retornos dado, los autores suponen que se tiene al menos una transacción en el período, y, si no se da esto, se descarta el dato. Vale decir, la antigüedad de la transacción no puede ir más allá de un período. Esto, por cierto, representa una limitación y un costo del método.

Dimson, 1979, profundiza en el enfoque teórico de Scholes-Williams, y propone un estimador incesgado y consistente, que incorpora términos de adelanto/rezago de orden $k = 1, 2, 3, \dots, n$ y no solo de primer orden:

$$\hat{\beta}_j = \sum_{k=-n}^n \hat{\beta}_{j,k} \quad (4)$$

donde los $\hat{\beta}_{j,k}$ se obtienen a partir de una sola regresión lineal múltiple, de los retornos del activo individual con los retornos del índice, sincronizados y no sincronizados.⁴ El estimador de Dimson ofrece la ventaja de no imponer un límite máximo a la "antigüedad" de una transacción, por el contrario, ésta podría encontrarse bastante alejada del período actual (varios meses, por ejemplo), y no se pierden así datos, como en el método básico de Scholes-Williams.⁵ Además a mayor número de términos de adelanto/retraso, el sesgo del estimador propuesto disminuye, pero simultáneamente perderá en eficiencia. Por lo tanto, el establecer un modelo razonable deberá equilibrar estos factores. Dimson propone que los estimadores $\hat{\beta}_{j,k}$ sean ajustados de acuerdo al método bayesiano de Vasicek, 1973. Finalmente Cohen y otros, 1983, como ya se mencionó, profundizan la aplicación de estos modelos particulares y proponen además un estimador asintótico, el cual no será considerado en las secciones siguientes por la limitación de datos disponibles. (Véase también McInish-Wood, 1986, al respecto).

El presente trabajo detecta la existencia del efecto intervalo y aplica consecuentemente algunos de los estimadores ya mencionados a una muestra de títulos accionarios chilenos.

3. LOS DATOS

El conjunto de datos incluye, en primer lugar, series individuales de retornos: período enero/74-diciembre/81, para 63 títulos accionarios transados en la Bolsa de Comercio de Santiago; estos títulos presentan la serie completa de retornos mensuales, y también para otros intervalos de medición, de 2, 3, 4 y 6 meses, sin superposición de datos. Los retornos se han calculado como cambios (porcentuales) de precios de cierre de fines de mes, ajustados por dividendos en efectivo y variaciones de capital (dividendos en acciones, emisiones y otros). El índice de mercado se identifica con el *portfolio* accionario correspondiente al IGPA (Índice General de Precios de Acciones) calculado por la Bolsa de Comercio de Santiago, y, por lo tanto, el retorno de mercado en un período determinado estará dado por la variación porcentual del índice entre dos fechas de cierre.

El IGPA representa una canasta de títulos accionarios ponderados según su valor de mercado. Alternativamente, pudo utilizarse el IPSA u otros

⁴Fowler y Rorke, 1983, encuentran error en el estimador (ponderaciones de los $\hat{\beta}_{j,k}$ en (4)), pero no queda claro, y empíricamente el sesgo sería muy pequeño, tendiente a cero en el *ajuste*.

⁵En cualquier caso, el método comentado no requiere conocer la "antigüedad" de una transacción implícita en cada precio de cierre. El método, en este sentido, es indirecto y que no corrige los datos individuales.

indicadores, pero ello no invalida los resultados y conclusiones básicas del estudio. Con otro índice, podrían darse diferencias en aspectos más particulares de los modelos.

Los precios de cierre registrados a fines de mes, pueden corresponder efectivamente a una transacción (al cierre), pero, en algunos casos, puede representar una simple cotización comprador/vendedor, o bien un precio de "última transacción" que solamente es un precio de arrastre, cuya antigüedad puede situarlo en el mismo período o más atrás. Los métodos econométricos aplicados no requieren conocer dicha antigüedad, como ya se explicó anteriormente. Aunque deseable, no se pudo trabajar con retornos diarios, y en general con intervalos menores a un mes, por los costos de acceder los datos primarios, al momento del estudio. Se optó entonces por utilizar una base de datos producida por el autor de este trabajo, para investigaciones anteriores.

4. RESULTADOS

Como primer paso se realizaron estimaciones del modelo de mercado tradicional, para cada uno de los 63 títulos accionarios, para diferentes intervalos de medición de retornos. Para un horizonte de 8 años (enero/74-dic/81), se definieron cinco intervalos de 1, 2, 3, 4 y 6 meses, respectivamente, y al ir aumentando la longitud del intervalo se dispuso, por supuesto, de menos observaciones (retornos). Los cuadros 1 y 2 muestran los resultados (promedios) de las estimaciones y, además, los estadísticos F correspondientes a un análisis de varianza. Algunas conclusiones son posibles: el coeficiente de determinación (r^2) del modelo de mercado aumenta con el intervalo, especialmente hasta el nivel trimestral. El test F confirma esta apreciación, ya que permite rechazar la hipótesis nula de cero asociación entre r^2 e intervalo, a un nivel inferior a 1 por ciento de error; considerando el *portafolio* global de 63 títulos, no es posible observar una tendencia clara para las estimaciones del parámetro Beta, sin embargo, al formar *portfolios* de diferente riesgo sistemático ($b > 1$, y $b < 1$) permite detectar alguna interacción intervalo/riesgo sistemático,⁶ con el test F significativo al 1 por ciento de error (en todo caso, el test puede tomarse en un sentido solo referencial).⁷

⁶Los *portfolios* se forman para el intervalo de retornos mensuales y se mantienen constantes después. La clasificación según riesgo sistemático es utilizada por Levhari-Levy, 1977, y Smith, 1978.

⁷El test tiene validez restringida, si los supuestos distributivos de las poblaciones no se cumplen

CUADRO 1
ESTIMACIONES DE b y r^2
SEGUN INTERVALO, 1974-1981

Intervalo	Número de observaciones	\bar{b}	r^2
1 mes	96	1,0491	0,3647
2 meses	48	1,1649	0,4595
3 meses	32	1,0950	0,5410
4 meses	24	1,0408	0,4383
6 meses	16	1,0797	0,5456
ANOVA SIMPLE:			
F(4, 310)		0,851	6,306*

*Significativo al 1 por ciento de error.

CUADRO 2
RIESGO SISTEMATIVO E
INTERVALO, 1974-1981

Intervalo	Portfolio acciones con $b > 1$	Portfolio acciones con $b < 1$	Promedio global
1 mes	1,3218	0,7089	1,0491
2 meses	1,3707	0,9075	1,1649
3 meses	1,3103	0,8260	1,0950
4 meses	1,1243	0,9366	1,0408
6 meses	1,2168	0,9085	1,0797
ANOVA 2	g.l.	estadístico F	
Intervalos	4	1,141	
Riesgo	1	97,946 *	
Interacción	4	3,168 *	
Error	305		
Total	314		

*Significativo al 1 por ciento de error.

CUADRO 3

CORRELACION SERIAL DE RETORNOS IGPA

k	ρ_k	k	ρ_k
1	0,39472*	13	0,17164
2	0,19612	14	-0,06006
3	-0,01434	15	-0,15118
4	-0,08545	16	-0,19043
5	-0,16295	17	-0,13018
6	-0,12390	18	-0,06073
7	-0,00703	19	0,12595
8	0,14276	20	0,19087
9	0,12282	21	0,23555*
10	0,22514*	22	0,09546
11	0,30361*	23	0,04821
12	0,25183*	24	0,00073

*Significativo al 5 por ciento de error.

CUADRO 4

CORRELACION SERIAL RETORNOS IGPA
TEST BOX-PIERCE

Estadístico Box-Pierce	g.l.	Autocorrelaciones						
24,40*	6	0,395	0,196	-0,014	-0,085	-0,163	-0,124	
51,06*	12	-0,007	0,143	0,123	0,225	0,304	0,252	
64,20*	18	0,172	-0,060	-0,151	-0,190	-0,130	-0,061	
79,06*	24	0,126	0,191	0,236	0,095	0,048	0,001	

*Significativo a menos del 1 por ciento de error.

Los problemas de transacciones discontinuas debieran manifestarse también en los índices de mercado, el retorno en el IGPA en este caso, por la vía de una correlación serial inducida. Se aplicaron entonces pruebas cuyos resultados muestran claramente (cuadros 3 y 4) la presencia de correlación serial de los retornos del índice, y parece especialmente fuerte el coeficiente de primer orden, igual a 0,395, que de acuerdo al test de Bartlett rechaza

la hipótesis nula $\rho_k = 0$ con 5 por ciento de error. Al aplicar el test conjunto de Box-Pierce, permite también rechazar la hipótesis nula de ruido blanco, a un nivel inferior a 0,01 de error. Todo esto es coherente con un problema subyacente de transacciones discontinuas y fricción en el proceso.⁸

Se procede entonces a realizar estimaciones del parámetro de riesgo Beta y comparar aquellas provenientes del modelo de mercado usual, con las que se obtienen de acuerdo al método de coeficientes agregados de Dimson, que se supone reducen el sesgo presente en las primeras. Se escogió este método por sus cualidades teóricas y las limitaciones de datos disponibles. Para verificar si se produce una efectiva reducción de sesgo en la dirección esperada según la teoría, se descubre el verdadero parámetro beta de cada activo y, por lo tanto, el sesgo mencionado. Las pruebas serán entonces de tipo indirecto, y para esto se formaron tres grupos, con un tercio cada uno de las sociedades que componen la muestra ordenada de acuerdo a su índice de presencia bursátil calculado por la propia Bolsa de Comercio de Santiago, que mide el número de días en que un título registró transacciones, como proporción del total de días en que la Bolsa funcionó en un año determinado. Como todo indicador, presenta problemas, pero es útil como aproximación al problema de transacciones infrecuentes. El grupo I representa las empresas menos transadas, con presencia bursátil de 5 a 20 por ciento aproximadamente (media, 11,6%); el grupo II, con presencia bursátil de 21 a 69 por ciento aproximadamente (media, 43%); y el grupo III las más transadas, con presencia bursátil de 75 a 100 por ciento, prácticamente (media, 86%). Debe tenerse presente que IGPA es un índice que da un mayor peso relativo a las empresas de alto valor de mercado, y alta presencia bursátil en general, y entonces podríamos situar el promedio ponderado de presencia bursátil en el mercado (índice) en las cercanías de 70 por ciento. Por lo tanto, al comparar las estimaciones de beta según el modelo de mercado usual ($\hat{\beta}_u$), que suponemos presentan sesgo, con las estimaciones según el método de coeficientes agregados ($\hat{\beta}_c$), podemos esperar para el grupo I y también II, que $\hat{\beta}_u < \hat{\beta}_c$; y para el grupo III, tendríamos $\hat{\beta}_u > \hat{\beta}_c$, en promedio.

Las estimaciones del parámetro de riesgo aquí comparadas, se obtienen a partir de las series de retornos mensuales ($N = 96$) individuales y del índice de mercado (retornos del IGPA). Por una parte se tienen para cada título las estimaciones MCO del modelo de mercado usual, $\hat{\beta}_u$. Por otra, se obtienen las estimaciones según el método de Dimson (coeficientes agregados), $\hat{\beta}_c$, que corresponden al estimador (4) donde los $\hat{\beta}_{jk}$ provienen de una regresión múltiple:

⁸Véase también Gregoire, 1984, 1985, respecto a retornos leptocúrticos, correlación serial de retornos en activos individuales, y cuestiones de "eficiencia" del mercado accionario.

$$r^0_{jt} = \hat{\alpha}_j + \sum_{k=-n}^n \hat{\beta}_{j,k} r^0_{M,t+k} + v_{jt} \quad (5)$$

donde n indica el número de adelantos/rezagos incluidos en una aplicación particular. Aquí, se efectuó una aplicación inicial del método con $n = 1$, esto es con un adelanto y un rezago de un período (mes) además del retorno sincronizado del mercado, identificado modelo 1. Se aplicó también un modelo más amplio, con $n = 5$. Debe tenerse presente que al incorporar términos no sincronizados del retorno del índice (IGPA), se espera disminuir el sesgo de estimación de beta, pero como los coeficientes no sincronizados $\hat{\beta}_{j,k}$ ($k \neq 0$) también presentan errores de estimación, se tiene al mismo tiempo una pérdida de eficiencia del método; Dimson, 1979, propone, para aproximarse al número máximo de adelantos/rezagos a incluir, utilizar un estimador de la varianza de los verdaderos β_k , $\sigma^2(\beta_k)$, obtenido mediante los datos *cross-section*. Bajo el supuesto de independencia de los errores de medición y los β_k , se obtiene $\hat{\sigma}^2(\beta_k)$ como la diferencia entre la varianza *cross-section* de los β_k para una muestra particular $\sigma^2(\beta_k)$ y la media de los errores estándar cuadrados asociados a los β_k (véase también Blume, 1975, al respecto). Más allá de un cierto número de adelantos/rezagos, $\hat{\sigma}^2(\beta_k)$, ya definido, se hace pequeño y comienza a fluctuar alrededor de cero para $|k|$ mayores, lo cual es señal de que se llega al máximo de términos no sincronizados a incluir, para una efectiva reducción de sesgo. La aplicación del método, al evaluar el modelo con $n = 5$, llevó a eliminar los rezagos de 2, 3, 4 y 5 períodos y el adelanto de 5 períodos; el modelo resultante, que incluye un rezago de un período (mes) y los adelantos de 1, 2, 3 y 4 períodos, además del término sincronizado, se afinó definitivamente, y se computó el estimador (4), obteniéndose los valores promedios de $\hat{\beta}_c$ que se presentan en el cuadro 5, bajo el modelo 2. Los resultados obtenidos son totalmente concordantes con la teoría, ya que, tanto para el modelo 2 como el modelo 1, las estimaciones $\hat{\beta}_c$ son superiores a $\hat{\beta}_u$ para los grupos I y II, más fuerte en el primero, reflejando una subestimación importante de beta según estimaciones MCO del modelo de mercado usual. Asimismo para el grupo III, las más transadas, tal como se esperaba, los valores $\hat{\beta}_u$ resultan mayores en promedio que $\hat{\beta}_c$, concordante con una sobrestimación de beta con el modelo usual. Las magnitudes de estas diferencias $(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_c)/\hat{\beta}_c$ resultan entonces con los signos esperados y con un valor absoluto significativo.

Finalmente, para mejorar más la eficiencia del método, las estimaciones se someten a un ajuste de tipo bayesiano, (Vasicek, 1973), sugerido por Dimson, 1979. Consecuentemente, se ajustan los $\hat{\beta}_{j,k}$ sincronizados y no sincronizados hacia sus respectivas medias teóricas para el mercado como un todo, iguales a 1 (para $k = 0$) y a cero (para $k \neq 0$). Para un activo particular se tiene (se omiten subíndices j):

$$\hat{\beta}_c \text{ (ajustado)} = (1 - w_0) + \sum_{k=-n}^n w_k \cdot \hat{\beta}_k \quad (6)$$

para $w_k = \hat{\sigma}^2(\beta_k) / [\hat{\sigma}^2(\beta_k) + s^2(\hat{\beta}_k)]$, donde $\hat{\sigma}^2(\beta_k)$ es una varianza *cross section*, estimada según se explicó anteriormente, y $s^2(\hat{\beta}_k)$ es el error estándar cuadrado para $\hat{\beta}_k$ del activo particular. Los resultados del ajuste bayesiano se reportan (promedios) en el cuadro 6 que confirma las conclusiones anteriores. Las diferencias $(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_c) / \hat{\beta}_c$ siguen siendo negativas para las empresas menos transadas relativamente y positivas para el grupo III, las más transadas, con magnitudes no despreciables. Es decir, aún tomando en cuenta estos ajustes necesarios, persiste el resultado esperado. No se puede concluir, por supuesto, que el sesgo ha sido eliminado con el método, es probable que la corrección solo sea moderada (véase Mc Inish y Wood, 1986, al respecto), pero parece claro, al menos para la muestra estudiada, que las estimaciones de beta del modelo de mercado usual presentan sesgos no despreciables, al menos comparadas con estimaciones que toman en cuenta la existencia de fricciones en el mercado. Cabe destacar que este trabajo solo consideró aquellas sociedades que, en el período 1974-1981, tenían la serie completa de retornos mensuales, de modo que han quedado excluidas un alto número de empresas en su mayoría de pequeño tamaño (valor de mercado) y baja frecuencia de transacciones, que al incluirlas seguramente harían más fuertes algunos resultados del estudio, pero las conclusiones del mismo les son también válidas.

Por último parece existir, al menos en la muestra, una cierta asociación entre frecuencia de transacciones (según presencia bursátil) y nivel de riesgo sistemático; las sociedades menos transadas presentan mayoritariamente $b < 1$ (medido con retornos mensuales, modelo usual), y aquellas más transadas, $b > 1$, lo cual también puede observarse en el cuadro 5 columna $\hat{\beta}_u$ (promedio). Al detectar el efecto intervalo, el cuadro 2 mostró algunas tendencias diferentes para empresas con $b > 1$ y $b < 1$, al alargar el intervalo. Al aplicar el método de Dimson y comparar las estimaciones para los dos grupos de riesgo sistemático, se observa (cuadro 7) que en promedio $\hat{\beta}_u > \hat{\beta}_c$ para el *portfolio* de acciones con $b > 1$ y $\hat{\beta}_u < \hat{\beta}_c$ para el segundo *portfolio* ($b < 1$) coherente con los resultados de la tabla 2, esto es $\hat{\beta}_c$ se acerca bastante al valor de beta (MCO modelo usual) estimado con los intervalos más largos. Todo esto es coherente con un problema de transacciones infrecuentes (que va siendo menor al alargar el intervalo), subyacente a los *portfolios* de diferente riesgo sistemático.⁹

⁹En relación a esto, véase Reinganum, 1981.

CUADRO 5

**ESTIMACION DE BETAS
COEFICIENTES AGREGADOS
(promedio)**

Grupo	$\hat{\beta}_u$	$\hat{\beta}_c$ Modelo 1	Δ	$\hat{\beta}_c$ Modelo 2	Δ
I	0,773	1,057	-0,268	0,981	-0,212
II	1,061	1,177	-0,098	1,283	-0,173
III	1,310	1,243	0,054	1,186	0,104

Notas:

- (1) $\hat{\beta}_u$, es el estimador MCO del modelo de mercado usual.
 (2) $\hat{\beta}_c$, el estimador según método de coeficientes agregados de Dimson sin ajuste bayesiano.
 (3) $\Delta = (\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_c) / \hat{\beta}_c$.

CUADRO 6

**ESTIMACION DE BETAS, COEFICIENTES AGREGADOS
CON AJUSTE BAYESIANO
(promedio)**

Grupo	$\hat{\beta}_u$	$\hat{\beta}_c$ Modelo 1	Δ	$\hat{\beta}_c$ Modelo 2	Δ
I	0,773	0,876	-0,117	0,856	-0,097
II	1,061	1,105	-0,040	1,149	-0,076
III	1,310	1,248	0,050	1,232	0,063

Nota: Igual a cuadro 5, excepto que $\hat{\beta}_c$ aparece aquí con ajuste bayesiano (Vasicek).

CUADRO 7

**ESTIMACION DE BETAS, COEFICIENTES AGREGADOS
CON AJUSTE BAYESIANO
(promedio)**

Portfolio	Número de acciones	$\hat{\beta}_u$	$\hat{\beta}_c$ Modelo 1	$\hat{\beta}_c$ Modelo 2
Acciones b > 1	(35)	1,321	1,279	1,256
Acciones b < 1	(28)	0,708	0,822	0,857

Nota:

- (1) $\hat{\beta}_u$ estimador MCO modelo usual.
 (2) $\hat{\beta}_c$ estimador de Dimson, con ajuste bayesiano.

5. CONCLUSIONES

El presente trabajo permite detectar ciertos efectos, inducidos por la existencia de fricción en el proceso de transacciones, en el mercado accionario chileno, en particular un problema de error en las variables en aplicaciones del modelo de mercado usual. Una conclusión importante es que la elección de intervalo de medición de retornos no es una cuestión de indiferencia, al estimar el parámetro beta (teóricamente lo es). En forma indirecta se logra identificar, al menos en parte, la existencia de sesgos importantes en la estimación del parámetro de riesgo beta. La aplicación de métodos econométricos correctivos indican la conveniencia, aún trabajando con retornos mensuales, de incorporar términos de adelanto y rezago para el retorno del índice de mercado (IGPA) al estimar el parámetro beta, si se desea reducir el sesgo mencionado, de acuerdo al método de coeficientes agregados de Dimson. Aplicaciones individuales por supuesto no necesariamente deberán utilizar la misma estructura de adelanto/rezago que para la muestra (promedio) se encontró más eficiente. Finalmente, existen métodos alternativos, cuya aplicación debe pesar las cualidades teóricas y las limitaciones (costo) de obtener los datos.

Bibliografía

- BLUME, MARSHALL. "Betas and their regression tendencies", en *Journal of Finance*, junio, 1973.
- COHEN, KALMAN, E. HAWAWINI, S. MAIER, R. SCHWARTZ y D. WHITCOMB. "Friction in the trading process and the estimation of systematic risk", en *Journal of Financial Economics*, agosto, 1983.
- DIMSON, ELROY. "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading", en *Journal of Financial Economics*, junio, 1979.
- FISHER, LAWRENCE. "Some new stock market indexes", en *Journal of Business*, enero, 1966.
- FOWLER, DAVID y C.H. RORKE. "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading; comment", en *Journal of Financial Economics*, agosto, 1983.
- GREGOIRE, JORGE. "Distribuciones Pareto-Levy para retornos de acciones en Chile", en *Estudios de Economía*, primer semestre 1984. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, Santiago, 1984.
- . "El ajuste de los precios accionarios a la información: resultados empíricos", en *Paradigmas en Administración*, segundo semestre 1985. Departamento de Administración, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, Santiago, 1985.
- LEVHARY, D. y H. LEVY. "The capital asset pricing model and the investment horizon", en *Review of Economics and Statistics*, febrero, 1977.
- MCINISH, THOMAS y R. WOOD. "Adjusting for beta bias: an assessment of alternate techniques: a note", en *Journal of Finance*, marzo, 1986.
- REINGANUM, MARC. "Misspecification of capital asset pricing: empirical anomalies based on earnings yields and market values", en *Journal of Financial Economics*, marzo, 1981.
- SCHOLES, MYRON y J. WILLIAMS. "Estimating betas from nonsynchronous data", en *Journal of Financial Economics*, mayo, 1977.
- SMITH, KEITH. "The effect of intervaling on estimating parameters of the capital asset pricing model", en *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, junio, 1978.
- VASICEK, OLDRICH. "A note on using cross-sectional information in bayesian estimation of security betas", en *Journal of Finance*, diciembre, 1973.