

EFECTOS ESTACIONALES Y RELACIÓN VOLUMEN-RENDIMIENTO EN LOS PAGARÉS REAJUSTABLES DEL BANCO CENTRAL

Sergio Zúñiga J.*

I. INTRODUCCIÓN

Los mercados de Instrumentos de Renta Fija son más profundos en tamaño y actividad que los mercados accionarios, sin embargo, aparecen como menos visibles y menos estudiados. A pesar de esto, tales mercados, especialmente los de instrumentos configurativos de deuda del Estado, juegan un importante papel como herramienta de la política monetaria reciente y, en particular, respecto de la definición de la tasa de interés, la que a su vez tiene un efecto fundamental sobre la actividad económica.

En la primera parte de este trabajo se estudian los comportamientos estacionales, esto es, la existencia de un patrón sistemático en la evolución de los rendimientos de estos instrumentos financieros a través del tiempo. Uno podría referirse a este fenómeno como una anomalía, en el sentido de que los modelos de valoración en equilibrio financiero tradicionales no logran predecir ni explicar tales estacionalidades. No obstante, lo anterior no implica necesariamente la existencia de ineficiencias puras en estos mercados. La literatura provee una serie de trabajos en esta línea, aunque gran parte de éstos se concentren en el mercado accionario. Entre ellos destaca el estudio de Cross (1973), que fue el primero en reportar evidencia de retornos significativamente negativos los días lunes (efecto día de la semana) y el de French (1980). Los resultados comparados de varios mercados accionarios de países desarrollados son presentados en Gultekin y Gultekin (1983), Jaffe y Westerfield (1985), y más recientemente en Peiró (1994). Otras dos regularidades empíricas han sido extensamente documentadas para los mercados accionarios de los EE.UU.. Éstas son: el efecto enero, referido a que en este mes los rendimientos son menores que en los restantes 11 meses; y el efecto tamaño, indicativo de la situación que las empresas de menor patrimonio bursátil entregan retornos anormalmente altos. Entre estos

estudios destacan el de Banz (1981), el de Reinganum (1981) y el de Keim (1983) por su detección temprana. Similares estudios han sido efectuados por Zúñiga (1994) y por Soria y Zúñiga (1996) para el mercado accionario chileno. Otra línea de trabajo se ha centrado en buscar explicaciones plausibles de tales anomalías, las que generalmente se refieren a efectos tributarios, transacciones discontinuas, impactos de días en que no hay transacción y atrasos en el ajuste de los precios (traspasos), tópicos estudiados, por ejemplo, por Lakosnishok y Levi (1982), Theobald y Price (1984) y por Bell y Levin (1996).

La búsqueda de efectos estacionales en los instrumentos de renta fija depara complicaciones que no existen en el caso del mercado accionario. Éstas impiden la construcción directa de una serie de rendimientos y, probablemente, por este motivo, la literatura para este tipo de mercado es bastante menor. Al respecto, uno de los primeros estudios para las deudas del Tesoro de los EE.UU. (*T-Bills*) fue el de Gibbons y Hess (1981), quienes obtuvieron un patrón de rendimientos similar al de los retornos accionarios: el rendimiento de los lunes es el más bajo de la semana y el retorno del día miércoles es el mayor. Usando una serie de datos que contiene únicamente una observación por día, Flannery y Protopapadakis (1988) obtienen un resultado similar: el menor rendimiento los días lunes y un rendimiento uniformemente alto los días jueves. Jordan y Jordan (1991) estudian una variedad de efectos estacionales típicos del caso accionario analizando el comportamiento de un índice de bonos (el *Dow Jones Composite Bond Average*), y obtienen efectos muy comparables a los obtenidos para los índices accionarios. Esto es, un menor retorno los martes y uno mayor los jueves, único día con rendimiento positivo significativo. Efectos adicionales son reportados tanto por Park y Reinganum (1986), en cuanto a que aquellos *T-Bills* que vencen al final de cada mes tienden a tener

* Escuela de Ingeniería Comercial, Universidad Católica del Norte, szuniga@ucn.cl.

rendimientos inferiores a aquellos que vencen a comienzos del mes, y por Simon (1991), quien aporta evidencia a favor de que la incorporación no esperada de un bono determinado provoca la caída del precio en los bonos de vencimientos adyacentes. Aquí se analizará el primero de ellos, identificándolo como efecto de Park-Reinganum.

Un segundo análisis que desarrolla este trabajo es la relación precio-volumen, el cual estudia la existencia de una correlación positiva entre los montos transados de los títulos bursátiles con los cambios en los precios de éstos (rendimientos). Si bien los trabajos pioneros de Granger y Morgenstern a principios de los años sesenta los llevaron a rechazar esta hipótesis, la abundante literatura posterior, tanto en los mercados accionarios como en los mercados de futuros, tiende a apoyarla. Así, por ejemplo, en el evento del *crash* de octubre de 1997, se observó una caída de 22.9% en S&P el día 19 con un volumen transado récord de 604 millones de acciones; una alza de 5.2% y un volumen de 608 millones el día siguiente y un alza de 8.7% y un volumen de 450 millones el tercer día. De lo anterior, se puede deducir una fuerte relación entre el signo y la magnitud de los movimientos de precios accionarios, de su volatilidad y del volumen de transacción. Lamentablemente no se encuentran reportes que documenten esta relación en los mercados de renta fija.

Las características que distinguen este trabajo de los anteriores son básicamente metodológicas. Mientras que en la literatura consultada se trabaja con efectos estacionales al momento de la transacción de los instrumentos o, alternativamente, con efectos a la fecha de vencimiento, aquí, cuando es pertinente, se analizan comparativamente ambos casos. Por ejemplo, los efectos estudiados por Park y Reinganum (1986) se refieren a este último caso, mientras que Gibbons y Hess (1981), Flannery y Protopapadakis (1988) y Jordan y Jordan (1991) estudian solamente el primer caso. En este trabajo no se utiliza un índice de precios de bonos, sino que los rendimientos promedio (la tasas internas de rendimiento) de los bonos individuales. Lo anterior, entrega una visión más

apropiada de la existencia de efectos estacionales, al contrario, por ejemplo del trabajo de Jordan y Jordan (1991), quienes usan un índice de bonos, donde el valor del índice es el promedio aritmético diario de los precios de cierre. Este índice incorpora bonos de empresas de diferente riesgo y, además, no está corregido por cupones.

Respecto de la relación volumen-rendimiento en mercados de renta fija, el enfoque utilizado enfatiza en aspectos relacionados con los problemas de agregación de datos, aspecto que forma parte de una línea de estudio novedosa y escasamente trabajada a pesar de su relevancia (véase el anexo al final de trabajo). Puesto que las decisiones de política del Banco Central pueden afectar las estimaciones de la relación rendimiento/actividad en los PRBC, se hace un intento por corregir este aspecto eliminando este impacto. Además, se muestra que los rendimientos y la actividad son también afectados fuertemente por la agregación de la información.

El trabajo está organizado del siguiente modo: en la primera parte se describe la forma en que se construyeron las serie de datos utilizadas. En la segunda parte se presenta la metodología de estimación y los resultados de los efectos estacionales analizados. En la tercera, se analiza el efecto del volumen de transacción por sobre los rendimientos de los PRBC, y los resultados una vez considerada la política monetaria. El trabajo finaliza con un resumen y conclusiones.

II. CONSTRUCCIÓN DE LAS SERIES DE RENDIMIENTOS

En mayo de 1995 ocurrió un cambio importante en el sistema financiero chileno.¹ El Banco Central dejó de fijar la tasa de los Pagarés Reajustables (PRBC), y comenzó a utilizar la tasa de interés interbancaria diaria como instrumento de política monetaria. Puesto que este evento debió generar cambios estructurales en el sistema, en este estudio se restringen las series de rendimientos al período comprendido entre el segundo semestre de 1995 y el primero de 1998 (además, a partir de esa fecha aumenta en forma importante la actividad de este mercado medida como el número de transacciones).

Respecto de la construcción de las series de rendimientos, cuando se trata de instrumentos de renta

¹ En realidad, una serie de cambios importantes ocurrieron a partir de comienzos de 1990, cuando entró en vigencia la nueva Ley Orgánica Constitucional del Banco Central. Ésta establece su independencia y le da por objetivo velar por la estabilidad de la moneda y por el normal desenvolvimiento de los pagos internos y externos.

PRBC: Histograma Según Número de Días al Vencimiento
(1995:07:03 - 1998:06:30)

Mínimo	Máximo	N° Observaciones ⁽¹⁾	(%)	Media ⁽²⁾	Error Estándar
-8	-1	18316	17.86	-1.70	1.30
1	7	22295	21.75	3.81	2.09
8	14	12739	12.43	10.71	2.10
15	21	9394	9.16	18.07	2.06
22	28	7172	7.00	24.88	2.12
29	35	5852	5.71	31.64	2.10
36	42	5049	4.92	38.80	2.05
43	49	3962	3.86	45.83	2.09
50	56	3719	3.63	53.06	2.06
57	63	3443	3.36	60.32	2.21
64	70	3484	3.40	67.11	2.04
71	77	2839	2.77	74.92	1.94
78	84	3092	3.02	81.41	2.12
85	91	1169	1.14	86.43	1.95
		102,525	100.00		

Notas: (1) El número de observaciones corresponde al número de transacciones en cada intervalo de días al vencimiento. (2) Media es el número promedio en días al vencimiento de cada intervalo.

fija, se presentan dos dificultades principalmente. La primera se genera por la existencia de cupones en la mayoría de los bonos, particularmente aquéllos de muy largo plazo, los que distorsionan los rendimientos uniperiódicos y complican y/o contaminan la estimación de la Estructura Temporal de las Tasas de Interés (ETTI).² Los principales instrumentos usados por el Banco Central para la regulación monetaria en operaciones de mercado abierto son los Pagarés Reajustables con Cupones (PRC) y los Pagarés Reajustables del Banco Central (PRBC). Ambos se transan en el mercado secundario nacional: los PRBC a partir de mediados de 1987 y los PRC a partir de comienzos de 1992 (al 31 de diciembre de 1998 los PRC componían 66% de los documentos emitidos por el Banco Central y los PRBC 11%). El método más simple para enfrentar esta situación consiste en utilizar bonos de descuento puro (cupón cero). Puesto que los PRBC son instrumentos de descuento e indizados, aquí se utilizará la serie diaria de rendimientos de este instrumento.

El segundo problema se refiere a que, dada la existencia de una fecha de vencimiento en los instrumentos de renta fija, las características de éstos cambian con el tiempo, al igual que sus cotizaciones

bursátiles, lo que de hecho conforma la ETTI. Una solución a este problema consiste en construir una serie de plazos constantes, o simplemente restringir el plazo al vencimiento a un rango en el cual se pueda asumir una ETTI plana.³ En este sentido, el histograma de la serie de rendimientos diarios totales de los PRBC en el cuadro 1 revela que aquellas operaciones efectuadas con plazos al vencimiento entre 1 y 28 días concentran 50% del total de las transacciones en PRBC efectuadas en la Bolsa de Comercio de Santiago (102,525 transacciones), y que el rango entre 1 y 7 días, lo hace en cerca de 22% del total (por este motivo se utiliza este rango). Para este estudio se asume una ETTI localmente plana entre 1 y 28 días. Nótese que el histograma muestra un alto número de operaciones en las

que el instrumento ya ha vencido (en promedio 1.7 días) lo que es explicado, fundamentalmente, porque en estos casos el vencimiento del instrumento ocurre en un día festivo.

El cuadro 2 nos muestra una característica adicional de los datos. La columna *N° de Registros Resumidos* incluye solamente aquellos registros que dentro de un mismo día son distintos de los demás de ese día en cuanto a rendimiento, plazo y monto nominal. Lo interesante es que aplicando este filtro se reduce el número de registros de 102,525 a 10871. Esto quiere decir que en 90% de las transacciones los agentes toman el precio de un instrumento como dado, y que en sólo 10% restante incorporan nueva información (plazos, montos y tasas). La columna *N° de Registros Usados* muestra el número de transacciones totales en cada subperíodo, luego de seleccionar el rango de plazos al vencimiento entre 1 y 28 días, lo que

² Para una descripción de la ETTI y del "efecto cupón" véase por ejemplo a Anderson et al. (1996). Para una estimación de varios modelos de la ETTI en Chile, véase, por ejemplo, a Zúñiga (1999a) y Zúñiga y Soria (1999b).

³ No es posible construir una serie diaria con vencimientos estrictamente constantes, debido a que las subastas de PRBC son llevadas a cabo generalmente sólo dos veces por semana.

en definitiva constituye la base de datos de 51600 registros utilizada en este estudio. El cuadro 3 muestra la distribución de frecuencias de estas 51600 operaciones respecto de los días restantes al vencimiento y a varios rangos de rendimientos. Aquí destaca el alto número de transacciones con rendimientos negativos cuando existen vencimientos de menos de 5 días, explicado porque muchos agentes buscan obtener alguna ganancia en pesos nominales ante la alternativa de mantener fondos ociosos en caja. El siguiente ejemplo ilustra la situación: sea un PRBC con 1 día al vencimiento por UF 10000 nominales que es transado el 15/09/95 (cuando el valor de la UF es de \$12145.93) en \$121,459,500, es decir, UF 10000.0165. Puesto que el valor de la UF del 16/09/95 es \$12152.36, el valor nominal del PRBC es \$121,523,600, y en consecuencia, el agente obtiene \$121,523,600 - \$121,459,500 = \$64100 > 0, sin embargo, su rendimiento real anual es negativo:

$$-0.0593\% = \left(\frac{10000 - 10,000.0165}{10000.0165} \right) \cdot \left(\frac{360}{1} \text{ d a} \right).$$

Nótese que a diferencia de otros estudios de estacionalidad en que se analizan varios años, la extensión de nuestra base de datos se limita a tres. Sin embargo, estos estudios, tal como los de Gibbons y Hess (1981), Flannery y Protopapadakis (1988) y Jordan y Jordan (1991), usan series que contiene sólo una observación diaria, lo que explica la necesidad de muestras extensas para tener resultados confiables. Para efectos de una predicción fuera de muestra, los resultados obtenidos son confiables, en gran parte, del análisis de los efectos día de la semana y efecto semana del mes, puesto que en cada caso se cuenta

⁴ Puesto que el error estándar de predicción crece proporcionalmente con el cuadrado de la diferencia entre el valor de la variable explicativa deseado (el tiempo) y la media observada de ésta, mientras más alejada del valor medio sea la predicción, ésta será más que proporcionalmente riesgosa. Por ejemplo, en un caso simple, si se tiene una muestra de 10 años (la media es 5 años) la varianza de la estimación del año 10 al año 11 aumenta 44% (desde 25=[10-5]² hasta 36=[11-5]²), pero con una muestra de 3 años como en nuestro caso, la varianza de la predicción anual desde el año 3 al año 4 aumenta 178% (desde 2.25=[3-1.5]² hasta 6.25=[4-1.5]²).

⁵ Véase, por ejemplo, a Keim (1983), Park y Reingaum (1986), Officer (1975), Brown, Kleidon y Marsh (1983) y Ariel (1987) en EE.UU. y da Costa (1990) en Brasil.

CUADRO 2

PRBC: Transacciones Totales, Resumidas y las Usadas Finalmente en el Estudio

Período	Nº Registros Totales	Nº Registros Resumidos	%	Nº Registros Usados	%
Total	102,525	10871	0.11	51600	0.50
1995:07:03 - 1996:06:28	16264	2109	0.13	11181	0.69
1996:07:01 - 1997:06:30	33949	4092	0.12	18821	0.55
1997:07:01 - 1998:06:30	52312	4670	0.09	21598	0.41

con aproximadamente 20 · 12 · 3 = 720 y 52 · 3 = 156 eventos, respectivamente.⁴ Otros efectos estacionales importantes, tales como los relacionados con el Mes del Año (*Turn-of-the-Year Effect*) y analizados para el mercado accionario⁵ no han sido reportados aquí, dado que se cuenta con un número demasiado reducido de eventos para estos casos.

III. ESTIMACIÓN DE LOS EFECTOS ESTACIONALES

El modelo que se utiliza para analizar los diferentes efectos estacionales se basa en una regresión lineal con variables *dummies* del siguiente tipo:

$$R_{it} = \sum_k \beta_k \delta_{kt} + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

donde:

R_{it} = retorno real anual del PRBC i en el día t . El rendimiento es asumido estacionario.

δ_{kt} = variable *dummy* que toma el valor $\delta_k = 1$, si la observación t pertenece al evento k , y $\delta_k = 0$ en cualquier otro caso. Por ejemplo, $\delta_1 = 1$ identifica un día lunes para el efecto día de la semana, y $\delta_3 = 1$ identifica la tercera semana del mes.

β_k = es el coeficiente de la variable *dummy*, y corresponde al retorno medio de cada evento k .

ε_{it} = son los errores, que se asumen independiente e idénticamente distribuidos, $N(0, \Omega)$ con Ω no diagonal, puesto que la diagonalidad requiere que todos los coeficientes de la regresión sean iguales.

La regresión sin intercepto planteada en (1) se caracteriza por que el valor que toman los coeficientes que acompañan a las variables *dummies* corresponden al valor medio de la serie que éstas identifican. Puesto que el modelo es planteado de una forma

suficientemente general, éste será utilizado para valorar la existencia de los distintos efectos estacionales considerados en este trabajo.

1. El Efecto Día de la Semana

En los estudios efectuados para el efecto día de la semana en el mercado de los *T-Bills* de los EE.UU., se ha reportado mayoritariamente un efecto similar al detectado en el mercado accionario, esto

es, un rendimiento negativo y significativo los días lunes, lo cual rechaza la hipótesis de igualdad de rendimientos a través de la semana⁶. Una de las explicaciones más plausibles de este efecto se

⁶ Para el mercado accionario chileno, Soria y Zúñiga (1996) encuentran una tendencia creciente en los rendimientos a través de la semana hacia el día viernes, el que presenta el mayor retorno positivo y significativo de la semana. Este efecto es distinto del reportado en los EE.UU. en que el día lunes es negativo y significativo.

CUADRO 3

PRBC: Número de Registros Usados Según Días al Vencimiento y Rendimientos
(1995:07:03 - 1998:06:30)

Días al Vencimiento	Rendimientos Reales Anuales										Total
	-0.20;-0.15	-0.15;-0.10	-0.10;-0.05	-0.05;0.00	0.00;0.05	0.05;0.10	0.10;0.15	0.15;0.20	0.20;0.25	0.25;0.30	
1	79	44	1208	1669	1512	636					5148
2		2	135	135	1505	25	104		16		1922
3	13	32	130	484	1738	149			24		2570
4		55	248	1068	2207	348					3926
5	9	3		142	2009	774	4		1		2942
6				30	1213	1259	129				2631
7					1739	1397		20			3156
8					607	2224	66	41			2938
9					116	1188	69	15	3		1391
10				25	318	1273		5			1621
11				109	930	1248		4			2291
12					478	850					1328
13					276	1016					1292
14					596	1279	3				1878
15					72	1633					1705
16					4	758		2			764
17					198	931		2	13		1144
18				5	375	1398	8				1786
19					193	1029		7			1229
20					111	994			3	13	1121
21					352	1278	10	5			1645
22					53	1564	19				1636
23					8	504		6			518
24					44	669	17	35	2		767
25					163	1418	4				1585
26					78	674					752
27					78	514			39		631
28					55	1190	5	33			1283
Total	101	136	1721	3667	17028	28220	438	175	101	13	51600

Nota: El límite superior de cada intervalo está contabilizado en el intervalo siguiente.

encuentra en la demora de varios días existente en hacer efectivos los traspasos de la propiedad de los instrumentos. Por este motivo, lo que se transa en bolsa no son precios *spot*, sino que precios *forwards*. Puesto que los traspasos son definidos en términos de días laborales, los días feriados han de generar subsecuentes efectos en los precios, de modo que si el período de traspaso es de cuatro días, entonces el precio de transacción del día lunes debe incorporar el interés libre de riesgo de cuatro días (martes a viernes), pero el precio de un día martes debe incorporar el interés de seis días (miércoles a lunes de la siguiente semana). Para el caso de los mercados de renta fija, generalmente el período de traspaso es de sólo un día, por lo que este efecto explicaría distorsiones en los días previos a festivos. Lamentablemente, hasta la fecha la evidencia reportada con una variedad de ajustes por este efecto parece no tener éxito en explicar el fenómeno, ni en el mercado accionario ni en el de bonos. Puesto que en el caso chileno la distorsión se presenta a mediados de semana, en este trabajo no se hace ningún ajuste por traspasos.

En el cuadro 4a se presentan los resultados preliminares de la estimación de (1) para el efecto día de la semana. El rendimiento del día miércoles es el mayor de la semana (5.29% real anual), mientras que el menor es el retorno del día viernes (2.37%), aunque el cálculo de la varianza de los rendimientos de cada día arroja evidencia que ésta no es constante. La prueba de hipótesis para la existencia del efecto día de la semana (igualdad de rendimientos para todos los días de la semana) es:

$$H_0: \beta_{\text{lunes}} = \beta_{\text{martes}} = \beta_{\text{miércoles}} = \beta_{\text{jueves}} = \beta_{\text{viernes}} \quad (2)$$

y el cuadro 4b presenta los resultados de la prueba cuando no hay ajuste por heteroscedasticidad. Conforme al test F se rechaza la hipótesis nula ampliamente, tanto en el período completo, como en cada subperíodo.

CUADRO 4a

Estimaciones del Efecto Día de la Semana (PRBC 1-28 días: rendimientos diarios ⁽¹⁾ no corregidos 1995:07:03 - 1998:06:30)					
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Coficiente	0.0384	0.0493	0.0529	0.0441	0.0237
Error Estándar ⁽²⁾	0.0003	0.0004	0.0004	0.0003	0.0004
Test t	112.18	135.47	140.72	129.61	65.336
Varianza ⁽²⁾	0.0016	0.0012	0.001	0.0014	0.0013
Nº Observaciones	11190	9881	9287	11304	9938

Notas: (1) Todos los rendimientos de este estudio son puntos base reales anuales. Rendimientos diarios se refieren a la frecuencia de observación de éstos. (2) Error estándar de los coeficientes estimados de la regresión y varianza de los rendimientos.

CUADRO 4b

Prueba de Hipótesis para el Día de la Semana (PRBC 1-28 días: rendimientos diarios no corregidos)			
Período	Nº Observaciones	Test t	Significancia
Total	51600	F(4,51595) = 978.93	0.00
1995:07:03 - 1996:06:28	11181	F(4,11176) = 270.30	0.00
1996:07:01 - 1997:06:30	18821	F(4,18816) = 429.69	0.00
1997:07:01 - 1998:06:30	21598	F(4,21593) = 341.88	0.00

Nota: Valores críticos F(4,n>500) 5%=2.37; 10%=1.94.

Una alternativa para corregir varianzas no constantes consiste en estandarizar la ecuación (1), para lo cual se divide el retorno de cada día de la semana por la desviación estándar respectiva. Otra alternativa es utilizar la estimación consistente de la matriz de varianzas corregida por heteroscedasticidad de acuerdo con White (1980), como en Peiró (1994). Ésta, al contrario de la estandarización, no afecta el valor de los coeficientes estimados ni su interpretación. Por estos motivos, se seguirá este último camino en el trabajo, utilizando la aproximación del test Chi-cuadrado en lugar de la prueba F. En cualquier caso la corrección por heteroscedasticidad no tiene un impacto importante sobre la decisión, puesto que generalmente la hipótesis nula se rechaza ampliamente.

A continuación, se aplica el procedimiento de corrección para ambos efectos: día de transacción y día de vencimiento. En el primer caso (el tradicional) se aplica la regresión (1) a las operaciones clasificadas según el día de la semana en que se realizó la transacción de compra/venta. El segundo caso se refiere a la regresión en que se identifica el día de la semana en que el instrumento vence, sin importar la fecha en que se hizo la transacción. Los resultados de los coeficientes estimados aparecen en el cuadro 5a. El cuadro 5b muestra los resultados

de la prueba de hipótesis global para cada caso. Todos los coeficientes son significativos estadísticamente (a excepción del día lunes del primer subperíodo), y en general la confiabilidad en las estimaciones de los coeficientes tiende a aumentar a través del tiempo. La hipótesis de inexistencia del efecto día de la semana es rechazada con mayor fuerza respecto del efecto día de transacción, indicando que la estacionalidad es mucho más fuerte en este caso. Mientras que en esta última situación no apreciamos un patrón de comportamiento sistemático a través de todos los subperíodos, en el primer caso el

rendimiento de los días miércoles resulta siempre ser el mayor de la semana, y el del día viernes el menor. Esta situación podría interpretarse como que los agentes no prestaron demasiada atención al día de la semana puntual en que los PRBC vencieron, aunque existe la posibilidad (que se analizará más adelante) que los agentes observen, por ejemplo, la semana del mes en que éstos vencen.

Nótese que los rendimientos a través de los días de la semana no están, aparentemente, relacionados con el número de transacciones diarias (N° Observaciones en cuadro 5a), relación que podría existir por un eventual

CUADRO 5a

Estimaciones del Efecto Día de la Semana (Rendimientos diarios de los PRBC 1-28 días 1995:07:03 - 1998:06:30)											
Período		Día de Transacción ⁽¹⁾					Día de Vencimiento ⁽²⁾				
		Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Total	Coefficiente	0.0384	0.0493	0.0529	0.0441	0.0237	0.0376	0.0398	0.0372	0.0332	0.0464
	Error Estándar	0.0004	0.0003	0.0003	0.0004	0.0004	0.0005	0.0003	0.0006	0.0010	0.0002
	Test t	100.4	144.1	160.0	125.7	66.2	72.6	142.9	62.1	34.9	197.0
	N° Observaciones	11190	9881	9287	11304	9938	5319	19563	4877	2336	19505
1995:07:03 - 1996:06:28	Coefficiente	-0.0011	0.0214	0.0371	0.0196	-0.0025	0.0158	0.0160	0.0144	0.0031	0.0078
	Error Estándar	0.0011	0.0013	0.0009	0.0010	0.0008	0.0011	0.0006	0.0014	0.0023	0.0013
	Test t	-1.0	16.5	42.0	19.1	-3.1	14	24.9	10.1	1.4	6.2
	N° Observaciones	2147	1655	2042	2552	2785	1769	5470	1344	776	1822
1996:07:01 - 1997:06:30	Coefficiente	0.0432	0.0525	0.0526	0.0475	0.0287	0.0429	0.0442	0.0361	0.0475	0.0459
	Error Estándar	0.0005	0.0004	0.0003	0.0005	0.0005	0.0009	0.0004	0.0009	0.0006	0.0003
	Test t	80.2	139.5	172.9	96.1	59.2	47.9	109.0	41.5	73.5	155.6
	N° Observaciones	4207	3194	3314	4273	3833	1568	6634	1280	1180	8159
1997:07:01 - 1998:06:30	Coefficiente	0.0517	0.0565	0.0613	0.0549	0.0400	0.0528	0.0534	0.0515	0.0505	0.0542
	Error Estándar	0.0003	0.0004	0.0005	0.0003	0.0003	0.0004	0.0003	0.0007	0.0011	0.0003
	Test t	150.1	145.9	115.5	161.0	121.7	140.8	169.3	74.0	46.9	200.3
	N° Observaciones	4836	5032	3931	4479	3320	1982	7459	2253	380	9524

Nota: (1) En Día de Transacción se estima el modelo identificando las operaciones según el día de la semana en que se realizó la transacción de compra/venta.
(2) En Día de Vencimiento se estima el modelo identificando el día de la semana en que el instrumento vence, sin importar la fecha en que se hizo la transacción.

CUADRO 5b

Prueba de Hipótesis para el Día de la Semana (Rendimientos diarios de los PRBC 1-28 días 1995:07:03 - 1998:06:30)					
Período	N° Observaciones	Día de Transacción		Día de Vencimiento	
		Chi-Cuadrado(4)	Significancia	Chi-Cuadrado(4)	Significancia
Total	51600	4260.01	0.00	627.08	0.00
1995:07:03 - 1996:06:28	11181	1328.36	0.00	58.43	0.00
1996:07:01 - 1997:06:30	18821	2011.44	0.00	135.96	0.00
1997:07:01 - 1998:06:30	21598	1841.26	0.00	26.80	0.00

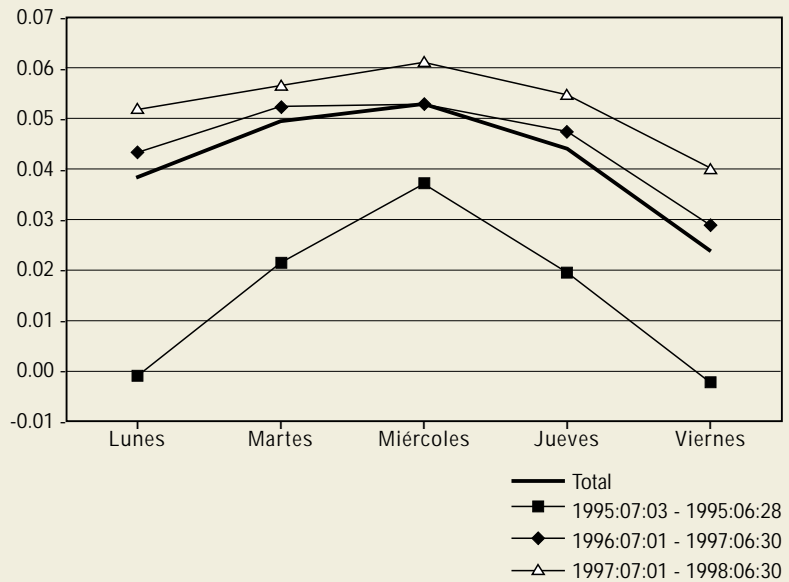
Nota: Valores críticos CHI-2(4) 5%=9.49; 10%=7.78

efecto “liquidez”, en donde aquellos períodos con mayor actividad presenten rendimientos anormalmente bajos respecto del resto. De hecho, el día miércoles del efecto día de transacción muestra un número similar o incluso inferior de transacciones que el día viernes (más adelante se verá que la cantidad de operaciones es un excelente *proxy* del volumen transado). Para el efecto día de vencimiento, llama la atención que los días martes y viernes concentren la mayor parte de éstos, lo que se explica principalmente debido a que los PRBC son generalmente licitados los martes y jueves. Aunque, como se observa, esto no se traduce en efectos sistemáticos sobre los rendimientos a través de los días de vencimientos.

En conclusión, se encuentra evidencia significativa de que los rendimientos de los PRBC no son iguales durante los días de la semana; que estas diferencias son más importantes y sistemáticas en el día de transacción en comparación con el día de vencimiento, y que estos efectos aparentemente no están relacionados con el número de operaciones efectuadas diariamente. El comportamiento de los rendimientos en el primer caso (día de transacción) es el de un suave ciclo regular a través de la semana, en la cual el rendimiento es creciente a partir del día lunes llegando a un máximo el día miércoles, y luego decreciente a través del jueves para llegar a un mínimo el día viernes (ver gráfico 1). Esto último puede entenderse como que muchos agentes están dispuestos a pagar mayores precios por un bono a fin de colocar dineros excedentes el día viernes, ganando así un interés positivo durante el fin de semana. Si este “efecto viernes” es realmente importante en el caso de los PRBC por parte del mercado, entonces el mayor rendimiento de los días miércoles podría explicarse simplemente porque en ese día la tenencia de este bono ya no es útil para este fin, cayendo de ese modo su precio. Este efecto aparentemente no está relacionado con el problema de los períodos de trasposos, los que han surgido como una explicación del efecto lunes en el caso norteamericano.

GRÁFICO 1

PRBC Efecto Día de la Semana (día de transacción) (1995:07:03 - 1998:06:30)



2. El Efecto Semana del Mes (Week-of-the-Month Effect)

Puesto que la mayor parte de los instrumentos de renta fija transados en el mercado conforman el portafolio de las instituciones financieras, muchos de estos bonos, y en particular los PRBC, son inversiones de corto plazo. A continuación, se analiza la posibilidad de que sea requerido liquidar importantes volúmenes de estos documentos dentro de un ciclo de pagos mensuales. Esto puede ser explicado por la necesidad de muchos tenedores de disponer de fondos para los pagos de fin de mes, tal como puede ocurrir, entre otros, con la planilla de remuneraciones a fin de mes o con los pagos por concepto de Impuesto al Valor Agregado (IVA) a mediados de mes. De este modo, se podría encontrar una abundancia relativa de tales instrumentos en esas fechas, lo que afectaría negativamente su cotización, reflejándose en mayores rendimientos. Así, cualquier requerimiento importante de pagos periódicos dentro del mes puede ser la explicación de un potencial efecto estacional.

El interés principal de este análisis es la fecha de vencimiento de los PRBC, pero al igual que en caso del día de la semana, se comparan ambos: los rendimientos de la semana de transacción y los de la

semana de vencimiento. Para esto se organizó la base de datos identificando la semana de vencimiento y de transacción de cada PRBC, respectivamente, con cuatro variables *dummies* según la semana en que cada instrumento vence, y con otras cuatro, conforme a la semana en que cada instrumento es transado. Por ejemplo, para el primer caso, $\delta_{semtvo\ 1} = 1$, si la observación t vence en la primera semana del mes y $\delta_k = 0$ en cualquier otro caso, $\delta_{semtvo\ 2} = 1$, si la observación t vence en la segunda semana del mes y $\delta_k = 0$ en cualquier otro caso, etc. El modelo de regresión es el de la ecuación (1) y la prueba de hipótesis para la existencia de un efecto estacional

semanal es de igualdad en los coeficientes de las variables *dummies*:

$$H_0: \beta_{semtvo\ 1} = \beta_{semtvo\ 2} = \beta_{semtvo\ 3} = \beta_{semtvo\ 4} \quad (3)$$

$$H_0: \beta_{semtv\ 1} = \beta_{semtv\ 2} = \beta_{semtv\ 3} = \beta_{semtv\ 4} \quad (4)$$

donde β_{semtvo} y β_{semtv} representan el rendimiento promedio de cada semana para el caso de la semana de vencimiento y semana de transacción, respectivamente.

Se observa en el cuadro 6a que los coeficientes de las regresiones son en ambos casos positivos y

CUADRO 6a									
Estimaciones del Efecto Semana del Mes									
(Rendimientos diarios de los PRBC 1-28 días 1995:07:03 - 1998:06:30)									
Período		Semana de Transacción ⁽¹⁾				Semana de Vencimiento ⁽²⁾			
		Sem. 1	Sem. 2	Sem. 3	Sem. 4	Sem. VT1	Sem. VT2	Sem. VT3	Sem. VT4
Total	Coefficiente	0.0393	0.0371	0.0409	0.0459	0.0427	0.0400	0.0379	0.0445
	Error Estándar	0.0003	0.0004	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0004	0.0003
	Test t	121.7	97.5	122.0	158.5	137.8	121.7	97.5	145.1
	N° Observaciones	11337	10527	11603	18133	14299	13482	10206	13613
1995:07:03 - 1996:06:28	Coefficiente	0.0144	0.0049	0.0140	0.0180	0.0212	0.0117	0.0062	0.0094
	Error Estándar	0.0010	0.0011	0.0010	0.0007	0.0008	0.0009	0.0011	0.0011
	Test t	14.7	4.2	13.5	24.3	27.2	12.4	5.9	8.4
	N° Observaciones	2370	2372	2524	3915	4017	3033	2387	1744
1996:07:01 - 1997:06:30	Coefficiente	0.0422	0.0432	0.0444	0.0471	0.0493	0.0422	0.0446	0.0428
	Error Estándar	0.0005	0.0005	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0005	0.0004
	Test t	88.6	90.7	100.1	126.8	124.3	99.5	90.4	100.7
	N° Observaciones	4255	4307	4453	5806	4337	5521	3586	5377
1997:07:01 - 1998:06:30	Coefficiente	0.0491	0.0502	0.0521	0.0581	0.0525	0.0549	0.0502	0.0553
	Error Estándar	0.0003	0.0003	0.0003	0.0004	0.0003	0.0003	0.0004	0.0004
	Test t	168.2	182.3	178.1	153.1	151.3	173.8	120.1	153.4
	N° Observaciones	4712	3848	4626	8412	5945	4928	4233	6492

Notas: (1) En Semana de Transacción se estima el modelo identificando las operaciones según la semana del mes en que se realizó la transacción de compra/venta.
(2) En Semana de Vencimiento se estima el modelo identificando la semana del mes en que el instrumento vence, sin importar la fecha en que se hizo la transacción.

CUADRO 6b					
Prueba de Hipótesis para la Semana del Mes					
(Rendimientos Diarios de los PRBC 1-28 días 1995:07:03 - 1998:06:30)					
Período	N° Observaciones	Semana de Transacción		Semana de Vencimiento	
		Chi-Cuadrado(3)	Significancia	Chi-Cuadrado(3)	Significancia
Total	51600	420.43	0.00	212.07	0.00
1995:07:03 - 1996:06:28	11181	92.51	0.00	162.20	0.00
1996:07:01 - 1997:06:30	18821	79.08	0.00	188.85	0.00
1997:07:01 - 1998:06:30	21598	399.44	0.00	113.41	0.00

Notas: Valores críticos CHI-2(3) 5%=7.81 10%=6.25.

significativos, y en el cuadro 6b que para ambos casos, y en cada subperíodo, la hipótesis de igualdad de retornos semanales es rechazada ampliamente, indicando la existencia de ambos efectos.

Respecto al caso de la *semana de transacción*, se aprecia que el rendimiento de los bonos transados durante la primera mitad del mes es claramente menor que el de aquellos transados durante la segunda mitad. Este efecto, un rendimiento creciente a través del mes, tiene como única excepción el primer subperíodo, en el cual es la segunda semana la de menor rendimiento y no la primera semana del mes como en los demás casos. Este comportamiento a través de las semanas de transacción puede interpretarse como similar al detectado por Jordan y Jordan (1991), quienes reportan retornos mayores en la primera quincena y el menor retorno (negativo) la 4^o semana del mes.⁷ El mayor retorno del mes se produce siempre en la última semana de transacción, coincidiendo en que esa semana del mes es mucho más activa que las demás, lo que es un primer indicio de una posible relación entre rendimientos y actividad. Esta relación puede interpretarse como resultado de una presión vendedora en esa semana (un exceso de oferta de instrumento), lo que se traduce en menores precios y altos rendimientos.

Respecto a la *semana de vencimiento*, a pesar de que la hipótesis de igualdad de rendimientos en todos los vencimientos es rechazada, el diferencial de retornos es en general pequeño comparado con el efecto *semana de transacción*, de modo que los comportamientos estacionales no son tan claros como en el caso anterior. Aquí se observa que en general aquellos bonos que vencen en la 3^a semana del mes presentan rendimientos promedios levemente inferiores a los que vencen en las restantes semanas del mes, y también que la actividad de esos bonos es algo inferior. Este nuevo indicio en la relación entre rendimientos y actividad es similar al anterior en cuanto a su signo, y una explicación potencial puede ser la existencia de una presión a la compra de aquellos bonos con esos vencimientos (exceso de demanda), es decir,

⁷ Dadas las diferencias metodológicas, los rendimientos en Jordan y Jordan pueden asociarse con rendimientos de magnitud inversa a los aquí obtenidos.

que los agentes tiendan a preferir PRBC que vencen alrededor de la 3^a semana, generando mayores precios y menores retornos. Nótese que en el desarrollo de la estrategia de hacer coincidir sistemáticamente los vencimientos de los PRBC con desembolsos regulares de fondos en cierta semana del mes se encuentra implícito que a los tenedores de bonos en general les resulte más conveniente esperar el vencimiento de un título para hacerlo efectivo en lugar de venderlo en bolsa, y esto puede ocurrir, ya sea evitando los costos de transacción asociados, o alternativamente, evitando asumir el riesgo de vender el bono a un precio incierto previo al vencimiento.

Finalmente, si bien se encuentra alguna evidencia de una relación entre rendimientos y actividad, debe notarse también que en la clasificación de las transacciones conforme a la semana de transacción/vencimiento existe una importante agregación de información en comparación al análisis de los días de la semana.

IV. EL VOLUMEN DE ACTIVIDAD Y LOS RENDIMIENTOS

Hasta esta sección se ha presentado evidencia de una relación entre los rendimientos de los PRBC y los distintos períodos calendarios. A continuación se investiga la posibilidad de que la forma de la ETTI (la estructura de los rendimientos de los PRBC a través del tiempo) pueda ser explicada por factores relacionados con el nivel de actividad (volumen de las operaciones), es decir, la relación precio-volumen de transacción. Nótese que si bien el volumen pareciera ser una variable sin mayor contenido, ésta es importante si se interpreta como una medida del grado de desacuerdo existente en el mercado acerca de la nueva información.

Karpoff (1987) efectúa una revisión de una buena parte de la abundante evidencia encontrada para los mercados accionarios y de futuros en los EE.UU. (aunque nula respecto a los mercados de renta fija), y señala que de la investigación empírica se pueden concluir básicamente dos relaciones:

- Una correlación positiva entre el valor absoluto del cambio del precio ($|\Delta P|$) y el volumen de

transacción (V) tanto en mercados accionarios como en mercados futuros.

- Una correlación positiva entre el cambio del precio *per se* (ΔP) y el volumen de transacción (V) en mercados accionarios, pero no en mercados futuros (probablemente debido a restricciones a las ventas cortas).

Posteriores estudios empíricos tienden a confirmar las afirmaciones de Karpoff, estableciendo una fuerte relación entre la volatilidad de los precios y el volumen de transacción, tal como en Gallant, Rossi y Tauchen (1992). Respecto de las explicaciones teóricas que pueden sustentar ambos resultados, es destacable para el primer caso la hipótesis de mezcla de distribuciones propuesta por Epps y Epps (1976) y por Tauchen y Pitts (1983), el modelo de llegada secuencial de información de Copeland (1976) y el modelo de expectativas racionales de Pfeiderer (1984). Para el segundo caso, las hipótesis de pesimismo-optimismo de Epps (1975), y una extensión al modelo de Copeland, dada por Jennings, Starks y Fellingham (1981).

Este análisis utiliza la misma base de datos de PRBC del estudio anterior de efectos temporales. El volumen de cada transacción es medido por los montos nominales de los PRBC (en UF), y cuando hay agregación de información diaria o semanal se usa la suma de estos montos nominales en cada subperíodo. También se utiliza la suma de los montos transados (justamente la variable que deseamos analizar) y no el promedio del volumen transado por período. Puesto que la correlación entre el número de operaciones y el volumen de transacciones (en número de UF) es 0.9868 (a un nivel de agregación diario), el número de operaciones es una muy buena *proxy*, y de hecho, también ha sido usado por algunos autores en lugar del volumen. El cambio en los precios (ΔP) es medido a través de los rendimientos reales anuales de los PRBC, y cuando hay agregación de datos, es el promedio de los rendimientos de cada subperíodo. De este modo, lo que se analiza es la relación rendimientos-volumen de transacción, en lugar de la relación precio-volumen. Este es un punto importante, puesto que mientras el rendimiento accionario se obtiene a partir de las variaciones ajustadas del precio de cierre de las acciones, en el caso de los bonos éste corresponde a la relación

ajustada entre el precio de cotización y su valor nominal (valor de rescate al vencimiento). Como implicancia, un mercado alcista que implique aumentos de precios para ambos mercados, se traducirá en altos rendimientos accionarios, pero bajos rendimientos en las transacciones reportadas por los mercados de bonos (a pesar de que el tenedor de bonos obtendrá rendimientos positivos por su inversión, puesto que el valor de sus bonos aumentará).

1. Correlaciones Cruzadas

El cuadro 7 reporta las correlaciones cruzadas entre el volumen y el rendimiento para a) las transacciones no agregadas, b) las transacciones con agregación diaria y c) las transacciones con agregación semanal,⁸ y en adelante se mantendrá un análisis paralelo de resultados para estos tres tipos de agregaciones. El tema de agregación de datos resulta ser de la mayor relevancia en los estudios de series de tiempo económicas, según se presenta en el anexo al final de trabajo. En éste se concluye que a la fecha existe un número importante de preguntas abiertas a este respecto. Las últimas tres columnas del cuadro 7 reportan el estadístico Q de Ljung-Box para la hipótesis nula de que las correlaciones son cero. A pesar de que las correlaciones cruzadas a nivel no agregado entregan poca información debido a un limitado tipo de ordenamiento, éstas son igualmente reportadas.

Los resultados muestran que no se puede rechazar la hipótesis de ausencia de correlación solamente en un par de casos puntuales, en que justamente la relación aparece negativa. Para el resto de los casos, en general la hipótesis es rechazada ampliamente, implicando evidencia estadística de una relación positiva entre el volumen y el rendimiento de los PRBC. Esta relación positiva debe interpretarse como que los períodos más activos tienden a ser aquellos en que los precios de los PRBC son menores, es decir, cuando los retornos son mayores. Tal como se comentó anteriormente, la explicación más plausible es que los períodos más activos son provocados principalmente por presiones de oferta

⁸ Nótese que aquí es modificado levemente el término del segundo subperíodo y comienzo del tercer subperíodo por 1997:06:27 y 1997:06:30, respectivamente.

de estos instrumentos, lo que se traduce, en promedio, en una caída de sus precios: un resultado claramente inverso al detectado en los mercados accionarios de los Estados Unidos. La respuesta puede encontrarse en que para muchos autores el comportamiento de los mercados de renta fija es cercanamente ortogonal al comportamiento de los mercados accionarios, pero el estudio empírico de este tema, para el caso chileno, va más allá del alcance de este artículo.

Un resultado adicional del cuadro 7 es que, sólo a nivel diario, la relación positiva volumen-rendimientos *per se* es consistentemente mayor que la relación volumen-valor absoluto de los rendimientos. Al mismo tiempo, la agregación hace desaparecer las diferencias entre ambos. Del cuadro 3 se sabe que existe un importante número de transacciones en que los rendimientos son negativos, lo que de hecho explica el diferencial entre las correlaciones anteriores. Sin embargo, la conclusión relevante en esta parte

CUADRO 7

Correlaciones Cruzadas: Volumen versus Rendimiento
(Rendimientos Diarios de los PRBC 1-28 días 1995:07:03 - 1998:06:30)

Observaciones No Agregadas		t-3	t-2	t-1	0	t+1	t+2	t+3	Q(-3 a -1)	Q(1 a 3)	Q(-3 a 3)
Periodo Total	*	0.017	0.018	0.018	0.018	0.019	0.020	0.020	47.32	61.44	124.76
N° Observaciones = 51600	**	0.018	0.015	0.010	0.005	0.007	0.006	0.005	33.23	5.38	39.86
1995:07:03 - 1996:06:28	*	0.038	0.039	0.039	0.039	0.041	0.042	0.041	50.58	56.99	124.54
N° Observaciones = 11181	**	0.074	0.071	0.067	0.063	0.065	0.064	0.064	168.49	138.36	351.78
1996:07:01 - 1997:06:30	*	0.016	0.016	0.017	0.016	0.018	0.019	0.019	15.06	19.83	39.99
N° Observaciones = 18821	**	0.011	0.007	0.002	-0.003	-0.001	-0.002	-0.002	3.23	0.16	3.51
1997:07:01 - 1998:06:30	*	0.031	0.032	0.032	0.032	0.033	0.034	0.034	63.96	74.15	159.60
N° Observaciones = 21598	**	0.058	0.054	0.050	0.045	0.047	0.046	0.046	188.86	137.01	369.81
Observaciones Diarias		t-3	t-2	t-1	0	t+1	t+2	t+3	Q(-3 a -1)	Q(1 a 3)	Q(-3 a 3)
Periodo Total	*	0.136	0.165	0.114	0.096	0.192	0.193	0.207	42.91	85.69	135.29
N° Observaciones = 728	**	0.173	0.180	0.119	0.121	0.214	0.223	0.229	56.03	108.40	175.16
1995:07:03 - 1996:06:28	*	0.259	0.284	0.240	0.225	0.304	0.305	0.316	49.26	68.54	129.84
N° Observaciones = 236	**	0.335	0.341	0.293	0.296	0.366	0.373	0.377	75.47	99.58	195.86
1996:07:01 - 1997:06:30	*	0.136	0.164	0.113	0.096	0.192	0.194	0.208	14.61	29.39	46.27
N° Observaciones = 246	**	0.179	0.187	0.126	0.128	0.220	0.229	0.236	20.80	39.11	64.00
1997:07:01 - 1998:06:30	*	0.234	0.259	0.215	0.199	0.285	0.287	0.301	42.13	63.60	115.55
N° Observaciones = 246	**	0.279	0.286	0.233	0.235	0.316	0.324	0.330	53.53	78.46	145.69
Observaciones Semanales		t-3	t-2	t-1	0	t+1	t+2	t+3	Q(-3 a -1)	Q(1 a 3)	Q(-3 a 3)
Periodo Total	*	0.268	0.251	0.266	0.360	0.358	0.295	0.340	33.10	53.19	106.92
N° Observaciones = 157	**	0.285	0.253	0.279	0.350	0.355	0.305	0.332	35.87	53.01	108.39
1995:07:03 - 1996:06:28	*	0.518	0.506	0.513	0.570	0.557	0.509	0.538	44.23	48.19	109.96
N° Observaciones = 52	**	0.535	0.514	0.528	0.568	0.561	0.524	0.541	46.57	49.49	113.46
1996:07:01 - 1997:06:27	*	0.275	0.259	0.275	0.370	0.370	0.308	0.352	12.29	19.98	39.65
N° Observaciones = 52	**	0.293	0.263	0.291	0.362	0.368	0.320	0.344	13.46	19.99	40.51
1997:06:30 - 1998:06:30	*	0.432	0.424	0.441	0.517	0.522	0.479	0.509	32.05	43.49	90.23
N° Observaciones = 53	**	0.441	0.420	0.447	0.507	0.517	0.482	0.498	32.61	42.71	89.47

Notas: * = Series VOL versus |YIELD| ** = Series VOL versus YIELD

t-3, t-2,... indica la correlación cruzada de 3, 2,... días/semanas/meses entre las series que se indican.

VOL es el volumen de transacciones en Unidades de Fomento. YIELD es el rendimiento real anual, y |YIELD| su valor absoluto. Q corresponde al estadístico de Ljung-Box para Ho: las correlaciones son cero. Significancia es la significancia estadística de este test. Los valores críticos para Q(-3 a -1) y Q(1 a 3) son: Chi-2(3), 1%=11.34, Chi-2(3), 5%=7.81, Chi-2(3), 10%=6.25, y para Q(-3 a 3) son: Chi-2(7), 1%=18.48, Chi-2(7), 5%=14.07, Chi-2(7), 10%=12.02.

es que, puesto que el valor absoluto de los rendimientos es una variable *proxy* de volatilidad de éstos, entonces también existe una relación positiva significativa entre la volatilidad y el volumen transado, aunque de menor intensidad que la anterior.

Respecto de las correlaciones cruzadas, tanto a nivel diario como a nivel semanal, éstas no son simétricas. La correlación del volumen con los rendimientos de días/semanas siguientes es generalmente mayor que la correlación entre el volumen y el rendimiento de ese mismo día/semana. Este efecto puede interpretarse como que muchos agentes actúan con “memoria” respecto a lo ocurrido en las jornadas previas, es decir, que días muy activos generan rendimientos superiores en jornadas siguientes, aunque éstas no sean tan activas como las previas. Un tipo de confirmación a esta observación es proporcionada por el valor del estadístico Q, en cuanto a que $Q(-3 \text{ a } -1)$ es menor que $Q(1 \text{ a } 3)$, a pesar de no ser una prueba formal. Se puede destacar que la relación positiva entre el volumen y los rendimientos aumenta fuertemente con la agregación de los datos, pasando de 0.063 en el caso no agregado hasta llegar incluso a 0.77 en el caso mensual. Este hecho es interesante, ya que, como se comentó anteriormente, muy rara vez se analizan comparativamente diferentes grados de agregación de datos (véase el anexo), lo que muestra su importancia por sobre los resultados. De hecho, muchas de las discrepancias empíricas podrían ser explicadas por este aspecto.

2. Impacto de la Política Monetaria

Anteriormente señalamos que la relación positiva obtenida entre rendimiento y volumen reportada en el cuadro 7 podía deberse a presiones de oferta, por lo cual puede plantearse la necesidad de controlar por el impacto de las decisiones de política monetaria del Banco Central, ya sea sobre los rendimientos o sobre el volumen transado. El cuadro 8 presenta estadísticas resúmenes para cada período y nivel de agregación de las series volumen transado de PRBC (VOL), rendimientos de los PRBC (YIELD) y de la tasa de política monetaria (TIM). Esta última corresponde a la tasa objetivo de política económica del Banco Central, que en consecuencia, presenta cambios más bien esporádicos a través del tiempo.

Se reporta también la tasa interbancaria real (TIBREAL),⁹ aunque ésta no será utilizada dada la volatilidad extrema que presentó durante el primer semestre de 1998.

Los resultados muestran que existe una mayor relación entre la TIM con la variable YIELD que con la variable VOL. En efecto, mientras la TIM es en promedio fuertemente creciente desde el primero al segundo subperíodo y levemente entre el segundo y tercer subperíodo (por ejemplo, de 6.62% a 7.33% y luego a 7.39% para el caso diario), los volúmenes para el caso no agregado presentan una relación inversa, un leve crecimiento desde UF 8731 a UF 8742.6 y luego un crecimiento mayor hasta UF 9314. Los rendimientos de los PRBC presentaron un comportamiento similar a la TIM. Respecto de la volatilidad, si bien en todos los casos la política fue bastante menos activa durante el período intermedio que durante los otros subperíodos, tal relación no se encuentra (en general) en ninguna de las demás series. En particular, la volatilidad de los rendimientos aparece siempre descendiente para los casos no agregados y con agregación diaria. Respecto del volumen, éste aparece creciente para ambos casos agregados y en el otro con un comportamiento decreciente.¹⁰ Así, lo anterior lleva a concluir un mayor impacto relativo de la TIM por sobre la variable YIELD que por sobre la variable VOL.

Una forma de corregir por el efecto de la política monetaria consiste en estimar una regresión lineal entre la tasa de política monetaria y los retornos reales de los PRBC, de modo que los residuos capturen la información en los rendimientos que no es explicada por la política monetaria (libre de los efectos de la política), es decir:

$$YIELD_t = \alpha + \beta TIM_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde α y β son los parámetros a estimar y ε es el término de error.

⁹ El cálculo de la TIBREAL se basa en los reportes diarios del Banco Central de la tasa interbancaria nominal, a la que sigue la eliminación de la inflación diaria desde el día 9 de un mes hasta el día 8 del mes siguiente, más otros ajustes menores.

¹⁰ En estimaciones no reportadas se calculan las correlaciones cruzadas del VOL y TIM las que mostraron ser positivas, cercanas a cero y con significancias mixtas.

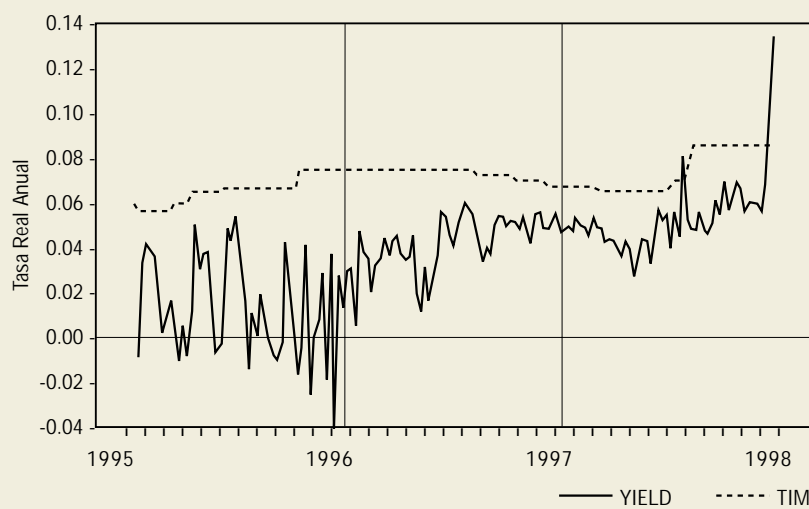
CUADRO 8

**Estadísticas Diarias de Volumen⁽¹⁾, Tasas PRBC, de Política Monetaria e Interbancaria Real
(1995:07:03 - 1998:06:30)**

Series	Período	Observaciones	Media	Error Estándar	Mínimo	Máximo
Observaciones No Agregadas						
VOL	Período Total	51600	8979.4	2481.5	500	10000
	1995:07:03 - 1996:06:28	11181	8731.2	2837.5	500	10000
	1996:07:01 - 1997:06:30	18821	8742.6	2745.7	500	10000
	1997:07:01 - 1998:06:30	21598	9314.2	1944.7	500	10000
YIELD	Período Total	51600	0.0415	0.0376	-0.1716	0.2985
	1995:07:03 - 1996:06:29	11181	0.0136	0.0505	-0.1716	0.0839
	1996:07:01 - 1997:06:31	18821	0.0445	0.0300	-0.0885	0.0728
	1997:07:01 - 1998:06:31	21598	0.0534	0.0267	0.0000	0.2985
TIM	Período Total	51600	0.0715	0.0071	0.0570	0.0850
	1995:07:03 - 1996:06:32	11181	0.0664	0.0060	0.0570	0.0750
	1996:07:01 - 1997:06:34	18821	0.0728	0.0027	0.0675	0.0750
	1997:07:01 - 1998:06:34	21598	0.0729	0.0088	0.0650	0.0850
TIBREAL	Período Total	51600	0.0821	0.0675	0.0255	0.9164
	1995:07:03 - 1996:06:31	11181	0.0659	0.0090	0.0255	0.1322
	1996:07:01 - 1997:06:33	18821	0.0726	0.0037	0.0629	0.0925
	1997:07:01 - 1998:06:33	21598	0.0988	0.1018	0.0617	0.9164
Observaciones Diarias						
VOL	Período Total	728	636,449.7	561,625.2	500	4,048,500
	1995:07:03 - 1996:06:33	236	413,656.8	360,321.0	1000	1,779,500
	1996:07:01 - 1997:06:35	246	668,880.1	517,723.2	1000	3,902,000
	1997:07:01 - 1998:06:35	246	817,755.7	679,355.9	500	4,048,500
YIELD	Período Total	728	0.0385	0.0302	-0.1018	0.1822
	1995:07:03 - 1996:06:28	236	0.0188	0.0371	-0.1018	0.0666
	1996:07:01 - 1997:06:30	246	0.0432	0.0212	-0.0388	0.0674
	1997:07:01 - 1998:06:30	246	0.0526	0.0184	0.0141	0.1822
TIM	Período Total	728	0.0712	0.0074	0.0570	0.0850
	1995:07:03 - 1996:06:29	236	0.0662	0.0061	0.0570	0.0750
	1996:07:01 - 1997:06:31	246	0.0733	0.0024	0.0675	0.0750
	1997:07:01 - 1998:06:31	246	0.0739	0.0092	0.0650	0.0850
TIBREAL	Período Total	728	0.0764	0.0495	0.0255	0.9164
	1995:07:03 - 1996:06:31	236	0.0655	0.0087	0.0255	0.1322
	1996:07:01 - 1997:06:33	246	0.0731	0.0034	0.0629	0.0925
	1997:07:01 - 1998:06:33	246	0.0902	0.0828	0.0617	0.9164
Observaciones Semanales						
VOL	Período Total	157	2,951,180.9	1,835,353.1	311,500	11,914,000
	1995:07:03 - 1996:06:30	52	1,877,365.4	997,862.7	311,500	4,281,000
	1996:07:01 - 1997:06:29	52	3,130,269.2	1,388,934.7	634,500	6,282,000
	1997:06:30 - 1998:06:32	53	3,829,026.4	2,294,854.3	1,171,500	11,914,000
YIELD	Período Total	157	0.0370	0.0250	-0.0400	0.1340
	1995:07:03 - 1996:06:28	52	0.0133	0.0223	-0.0399	0.0555
	1996:07:01 - 1997:06:27	52	0.0423	0.0125	0.0052	0.0606
	1997:06:30 - 1998:06:30	53	0.0538	0.0171	0.0271	0.1344
TIM	Período Total	157	0.0710	0.0070	0.0570	0.0850
	1995:07:03 - 1996:06:31	52	0.0661	0.0061	0.0570	0.0750
	1996:07:01 - 1997:06:30	52	0.0733	0.0024	0.0675	0.0750
	1997:06:30 - 1998:06:33	53	0.0739	0.0093	0.0650	0.0850
TIBREAL	Período Total	157	0.0770	0.0380	0.0480	0.4160
	1995:07:03 - 1996:06:32	52	0.0651	0.0072	0.0480	0.0765
	1996:07:01 - 1997:06:31	52	0.0732	0.0032	0.0680	0.0826
	1997:06:30 - 1998:06:34	53	0.0916	0.0624	0.0617	0.4160

Notas: (1) Volumen medido en número de UF.

Tasa de Política Monetaria y Rendimientos PRBC
Datos Semanales (1995:07:03 - 1998:06:30)



estadísticas de las series de errores estimadas. Como resultado, para el período total, el coeficiente β toma valores significativos levemente mayores que 1.0 según el grado de agregación, lo que confirma la mayor volatilidad de los rendimientos respecto a la TIM, según fue reportado en el cuadro 8. Esta relación se torna inestable para los subperíodos, especialmente el primero, que entrega un coeficiente β negativo e insatisfactorio al 95% de confianza para el caso diario y semanal, además de un R^2 extremadamente bajo. Esto se aprecia en el gráfico 2 para el caso de observaciones semanales, como

En el caso de que los cambios en la TIM se transmitan ampliamente a los rendimientos, el término de error será un tipo de ruido blanco sin mayor contenido informativo, y al recalcular el cuadro 7 entre VOL y el término de error se obtendrían correlaciones cruzadas bajas y poco significativas. De este modo, el cambio en los resultados del cuadro 7 mostrará el grado de impacto de la política por sobre la relación estudiada.

En el cuadro 9 se presentan los resultados de la regresión en (5). Las últimas tres columnas contienen

ejemplo. Como resultado, las conclusiones deberán ser cautelosas en los subperíodos.

El cuadro 10 muestra las correlaciones cruzadas entre la serie VOL y la serie de errores ϵ estimada en las regresiones anteriores. Aquí para el período completo se reduce sistemáticamente la significancia de las correlaciones totales (de -3 a 3), de 39.86 a 18.62 para el caso no agregado, de 175.16 a 157.49 para el caso diario y de 108.39 a 98.87 para el caso semanal. Esto es indicativo de algún tipo de influencia de los cambios en la tasa de política monetaria en la relación

CUADRO 9

Regresión Rendimientos PRBC versus Tasa de Política Monetaria
(1995:07:03 - 1998:06:30)

Observaciones No Agregadas	R^2	Coef. β	t	Error Estándar	Mínimo	Máximo
Período Total	0.0406	1.0710	46.7161	0.0368	-0.2009	0.2585
1995:07:03 - 1996:06:28	0.0034	-0.4843	-6.1363	0.0504	-0.1882	0.0707
1996:07:01 - 1997:06:30	0.0328	-2.0358	-25.2723	0.0295	-0.1286	0.0327
1997:07:01 - 1998:06:30	0.0547	0.7118	35.3496	0.0259	-0.0621	0.2471
Observaciones Diarias	R^2	Coef. β	t	Error Estándar	Mínimo	Máximo
Período Total	0.0826	1.1733	8.0868	0.0289	-0.1271	0.1451
1995:07:03 - 1996:06:28	0.0010	-0.1941	-0.4849	0.0371	-0.1218	0.0495
1996:07:01 - 1997:06:30	0.0595	-2.1466	-3.9280	0.0206	-0.0783	0.0279
1997:07:01 - 1998:06:30	0.1529	0.7785	6.6350	0.0169	-0.0358	0.1326
Observaciones Semanales	R^2	Coef. β	t	Error Estándar	Mínimo	Máximo
Período Total	0.1755	1.3818	5.7447	0.0223	-0.0818	0.0787
1995:07:03 - 1996:06:28	0.0204	-0.5213	-1.0204	0.0220	-0.0486	0.0426
1996:07:01 - 1997:06:27	0.1889	-2.2729	-3.4123	0.0113	-0.0333	0.0221
1997:06:30 - 1998:06:30	0.2776	0.9687	4.4274	0.0145	-0.0182	0.0699

estudiada. Este efecto también puede apreciarse en todos los subperíodos con excepción del último para las observaciones no agregadas.

Respecto de la magnitud de los coeficientes, éstos también disminuyen, aunque levemente, en la gran mayoría de los casos. Por ejemplo, la correlación contemporánea cae de 0.121 a 0.107 para el caso diario (una caída del 11.6%) y de 0.350 a 0.341 (una caída del 2.57%) para el caso semanal. La reducción promedio de las 7 correlaciones calculadas es algo más que 6% de disminución para el caso diario y semanal. Reducciones más importantes ocurren para los subperíodos, sin embargo, tienen un menor grado de confiabilidad dados los resultados del cuadro 9.

Así, si bien se aprecia algún impacto de la política, explicando el diferencial de los coeficientes del cuadro 7 y del cuadro 10, los resultados no son demasiado contundentes, lo que puede explicarse debido a que en la etapa actual la política del Banco Central está

¹¹ Lamentablemente, en los archivos de transacciones de la Bolsa de Comercio para las operaciones de PRBC no se reporta la hora de cada transacción. El considerar este tipo de información sería de gran utilidad para relacionar las operaciones del Banco Central con rendimientos de mercado y de volumen.

más centrada en la tasa de política monetaria que en el nivel de agregados monetarios, lo que eventualmente afectaría el volumen transado de PRBC.¹¹

3. La Relación Volumen-Rendimiento desde el Punto de Vista de la ETTI

Los criterios de agregación analizados hasta aquí han sido sobre una clasificación del tipo calendario, es decir, en función de la fecha en que se realizaron las operaciones. A modo de ilustración, a continuación se han ordenado las observaciones de acuerdo con los días al vencimiento de cada operación. Este procedimiento lleva a medir la relación volumen-rendimiento desde el punto de vista de la ETTI, es decir, los rendimientos promedio y los volúmenes transados en cada uno de los días al vencimiento. Ello significa levantar el supuesto que se ha mantenido hasta ahora de una ETTI constante. El cuadro 11 muestra esta información para cada subperíodo. Como resultado, la correlación entre rendimientos y volumen es ahora siempre negativa: -0.84 para el período total y -0.77, -0.46 y -0.74 para cada subperíodo, respectivamente. Es decir, para una ETTI creciente en estos plazos, el volumen transado tiende a disminuir con los días al vencimiento.

CUADRO 10

Correlaciones Cruzadas Corregidas: Volumen versus Errores (1995:07:03 - 1998:06:30)

Observaciones No Agregadas	t-3	t-2	t-1	0	t+1	t+2	t+3	Q(-3 a -1)	Q(1 a 3)	Q(-3 a 3)
Período Total	0.005	0.001	-0.002	-0.010	-0.008	-0.009	-0.009	1.735	11.784	18.622
1995:07:03 - 1996:06:28	-0.027	-0.030	-0.032	-0.039	-0.037	-0.037	-0.037	29.535	46.916	93.371
1996:07:01 - 1997:06:30	-0.007	-0.011	-0.014	-0.021	-0.018	-0.020	-0.019	7.046	20.949	36.478
1997:07:01 - 1998:06:30	0.001	0.000	-0.001	-0.001	-0.002	-0.002	-0.004	0.025	0.487	0.540
Observaciones Diarias	t-3	t-2	t-1	0	t+1	t+2	t+3	Q(-3 a -1)	Q(1 a 3)	Q(-3 a 3)
Período Total	0.155	0.163	0.103	0.107	0.206	0.219	0.227	44.936	104.121	157.492
1995:07:03 - 1996:06:28	0.007	-0.003	-0.030	-0.062	0.044	0.031	0.016	0.227	0.765	1.919
1996:07:01 - 1997:06:30	0.051	0.011	-0.023	-0.003	0.013	0.101	0.050	0.829	3.208	4.038
1997:07:01 - 1998:06:30	0.009	0.098	0.025	0.077	0.102	0.063	0.181	2.590	11.764	15.825
Observaciones Semanales	t-3	t-2	t-1	0	t+1	t+2	t+3	Q(-3 a -1)	Q(1 a 3)	Q(-3 a 3)
Período Total	0.217	0.188	0.234	0.341	0.361	0.318	0.362	22.061	58.361	98.867
1995:07:03 - 1996:06:28	-0.006	-0.037	-0.032	0.002	0.049	0.033	0.036	0.135	0.266	0.401
1996:07:01 - 1997:06:27	0.018	0.004	0.049	0.076	0.047	0.028	0.042	0.153	0.264	0.728
1997:06:30 - 1998:06:30	-0.145	-0.153	-0.102	0.062	0.088	0.038	0.126	3.140	1.444	4.795

La explicación de este resultado se encuentra justamente en que la agregación de los datos, vía sumas y promedios, modifica el peso relativo de cada transacción, y en consecuencia, modifica los resultados. Como ejemplo, al calcular las correlaciones del cuadro 11, las observaciones con 23 días al vencimiento tienen el mismo peso relativo que aquellas observaciones con cuatro días al vencimiento. La distorsión es, entonces, evidente. Naturalmente, al asignar a cada transacción el mismo peso relativo unitario, los resultados de las

correlaciones en el cuadro 11 son las del cuadro 7 para las observaciones no agregadas.

V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En el presente artículo se han analizado las series de rendimientos diarios de los Pagarés Reajustables del Banco Central de Chile (PRBC): un instrumento de descuento puro de corto plazo que se transa activamente en el mercado secundario chileno. El objetivo de este

CUADRO 11

PRBC: Volumen versus Rendimiento Según Días al Vencimiento
(1995:07:03 - 1998:06:30)

Días al Vencimiento	Periodo Total		1995:07:03 - 1996:06:28		1996:07:01 - 1997:06:30		1997:07:01 - 1998:06:30	
	REND(1)	VOL(2)	REND	VOL	REND	VOL	REND	VOL
1	-0.0175	46,159,000	-0.0443	20,207,500	-0.0379	8,895,500	0.0277	17,056,000
2	0.0177	17,136,000	-0.0268	3,104,000	0.0141	5,888,500	0.0387	8,143,500
3	0.0151	22,946,500	-0.0270	5,623,000	0.0091	5,611,000	0.0388	11,712,500
4	0.0128	35,448,000	-0.0149	11,868,500	0.0137	9,318,000	0.0348	14,261,500
5	0.0377	25,495,000	0.0246	8,169,500	0.0382	6,663,500	0.0475	10,662,000
6	0.0496	23,848,000	0.0439	5,089,000	0.0413	6,226,500	0.0563	12,532,500
7	0.0435	29,569,000	0.0408	4,044,500	0.0378	11,690,000	0.0493	13,834,500
8	0.0580	25,408,500	0.0454	3,109,000	0.0551	8,080,500	0.0628	14,219,000
9	0.0619	13,321,500	0.0538	1,335,000	0.0563	6,084,500	0.0698	5,902,000
10	0.0534	14,453,500	0.0354	1,906,000	0.0536	4,776,000	0.0578	7,771,500
11	0.0488	20,847,000	0.0294	4,120,000	0.0511	9,191,500	0.0575	7,535,500
12	0.0533	11,935,500	0.0479	3,498,000	0.0551	3,474,500	0.0555	4,963,000
13	0.0574	11,327,900	0.0541	1,676,500	0.0569	5,126,500	0.0593	4,524,900
14	0.0552	17,013,500	0.0534	2,346,500	0.0553	7,205,000	0.0557	7,462,000
15	0.0615	15,473,500	0.0588	1,478,500	0.0621	7,302,500	0.0616	6,692,500
16	0.0649	6,726,000	0.0609	287,500	0.0623	2,763,000	0.0676	3,675,500
17	0.0587	10,300,500	0.0438	713,000	0.0602	5,030,000	0.0598	4,557,500
18	0.0582	16,309,500	0.0481	2,352,000	0.0595	6,516,500	0.0606	7,441,000
19	0.0601	10,970,000	0.0551	2,693,500	0.0615	3,333,500	0.0619	4,943,000
20	0.0640	9,854,500	0.0550	1,793,000	0.0613	4,659,500	0.0732	3,402,000
21	0.0581	14,383,500	0.0544	3,313,500	0.0585	6,786,500	0.0609	4,283,500
22	0.0643	14,457,000	0.0581	1,638,000	0.0645	7,468,500	0.0659	5,350,500
23	0.0661	4,846,000	0.0602	134,500	0.0644	2,173,000	0.0681	2,538,500
24	0.0716	6,876,000	0.0532	785,000	0.0634	2,880,000	0.0857	3,211,000
25	0.0604	14,765,500	0.0469	1,349,500	0.0622	5,999,000	0.0615	7,417,000
26	0.0609	6,131,000	0.0544	1,262,000	0.0621	2,857,500	0.0639	2,011,500
27	0.0711	5,503,000	0.0543	1,674,000	0.0650	2,451,500	0.1089	1,377,500
28	0.0622	11,830,500	0.0617	2,052,000	0.0587	6,092,000	0.0682	3,686,500
Total general	0.0415	463,335,400	0.0136	97,623,000	0.0445	164,544,500	0.0534	201,167,900

Notas: (1) REND es el rendimiento real anual de los PRBC (tanto por uno). (2) VOL es el monto transado (valores nominales de los PRBC) en Unidades de Fomento.

trabajo ha sido detectar la existencia de las siguientes regularidades empíricas estacionales: efecto día de la semana (día de transacción y día de vencimiento) y efecto semana del mes (de transacción y de vencimiento). Adicionalmente, se ha revisado la relación entre el volumen transado de PRBC y los rendimientos respectivos. Para esto, se utilizó una base de datos en que se restringió el vencimiento de los PRBC al rango entre 1 y 28 días, comprendiendo 51600 transacciones registradas entre julio de 1995 y junio de 1998.

La metodología básica consiste en estimar regresiones lineales sin intercepto, en que la variable dependiente es el rendimiento y las variables independientes son *dummies* que identifican cada momento calendario bajo análisis (anomalía). Como resultado de la regresión se obtiene que cada coeficiente corresponde a los rendimientos promedio de cada período (evento) a comparar. La hipótesis de inexistencia de efectos estacionales implica igualdad de rendimientos en cada evento, lo que puede ser verificado a través de una prueba Chi-Cuadrado. Respecto al análisis de la relación volumen-rendimiento, la metodología consistió en calcular las correlaciones cruzadas hasta el tercer orden. La hipótesis de existencia de tal relación implica no aceptar la hipótesis nula de que los coeficientes de correlación son cero, lo que es probado a través del estadístico Q de Ljung-Box.

Los resultados llevan, en general, a rechazar ampliamente la inexistencia de efectos estacionales para cada uno de las hipótesis de igualdad de retornos. En particular, para el efecto día de la semana de transacción, se obtuvo que el rendimiento es creciente a partir del día lunes, llegando a un máximo el día miércoles, volviendo a descender el jueves, para llegar a un mínimo el día viernes. Con relación a la *semana de vencimiento*, la estacionalidad es más débil que para el caso anterior. Respecto al caso de la *semana de transacción*, se encuentra que el mayor retorno del mes ocurre en la última semana de transacción, y que en general, hay un rendimiento creciente a través del mes. Efectivamente, el rendimiento de los bonos transados durante la primera quincena es menor que para los de la segunda mitad del mes, mientras que para el efecto de la *semana de vencimiento*, se observa que generalmente los bonos que vencen en la tercera semana del mes presentan rendimientos promedio menores que las demás semanas.

En todos estos casos, mayores rendimientos se asocian con períodos más activos en cuanto al número de operaciones de compra y venta efectuadas por los agentes. Una visión más detallada de esta relación permitió concluir que, en general, la hipótesis de inexistencia de correlación entre ambas variables es rechazada ampliamente, implicando una relación estadística positiva entre el volumen y el rendimiento de los PRBC. Al eliminar el impacto de la política monetaria sobre los rendimientos de los PRBC, se encuentra que se produce una disminución promedio de las correlaciones cercana a 6% para el caso diario y semanal. Los resultados para el primer subperíodo resultan ser poco confiables, de modo que las conclusiones se limitaron al período completo. Así, si bien se confirma el signo positivo de la correlación para el período completo, su significado es que los períodos más activos en operaciones arrojan precios de cotización sistemáticamente inferiores (mayores rendimientos), lo contrario a lo que ocurre en los mercados accionarios. Un último resultado se refiere a que el tipo de agregación de los datos puede generar resultados distintos e incluso aparentemente contradictorios. En efecto, al calcular las correlaciones en base al criterio de agregar observaciones para cada uno de los días al vencimiento, se encuentran correlaciones negativas para cada período, confirmando, así, la importancia de la forma en que se agreguen los datos.

REFERENCIAS

- Anderson, N., F. Breedon, M. Deacon, A. Derry y G. Murphy (1996). *Estimating and Interpreting the Yield Curve*. John Wiley and Sons.
- Ariel, R. (1987). "A Monthly Effect in Stock Returns." *Journal of Financial Economics* 18(1): 161-74.
- Banz, R. (1981). "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks." *Journal of Financial Economics* 9(1): 3-18.
- Barreto, H. y F. Howard (1998). "The Treatment of Aggregation in Modern Economic Analysis." Documento de Trabajo, Departamento de Economía, Wabash College, Crawfordsville, IN.
- Bell, D. y E. Levin (1996). "Do Intra-Week Regularities in Stock Returns Undetermine Efficient Market Theory? Some Evidence from the UK." Documento de Trabajo, Universidad de Stirling.
- Brown, P., A. Kleidon y T. Marsh (1983). "New Evidence on the Nature of Size-Related Anomalies in Stock Prices." *Journal of Financial Economics* 12(1): 33-56.

- Copeland, T. (1976). "A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival." *Journal of Finance* 31(4): 1149-68.
- Cross, F. (1973). "The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays." *Financial Analysts Journal* Nov- Dic: 67-9.
- Da Costa, N. (1990). "Sazonalidades do IBOVESPA." *Revista de Administracao de Empresas* 30(3): 79-84
- Epps, T. (1975). "Security Price Changes and Transaction Volumes: Theory and Evidence." *American Economic Review* 65(4): 586-97.
- Epps T. y M. Epps (1976). "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for Mixture of Distributions Hypothesis." *Econometrica* 44(2): 305-21.
- Fama, E. y K. French (1988). "Dividend Yields and Expected Stock Returns." *Journal of Financial Economics* 22(1): 3-25.
- Flannery, M. y A. Protopapadakis (1988). "From T-Bills to Common Stocks: Investigating the Generality of Intra-Week return Seasonality." *Journal of Finance* 43(2): 431-50.
- French, K. (1980). "Stock Returns and the Weekend Effect." *Journal of Financial Economics* 8(1): 55-69.
- Gallant, R., P. Rossi y G. Tauchen (1992). "Stock Prices and Volume." *The Review of Financial Studies* 2(5): 199-242.
- Gibbons, M. y P. Hess (1981). "Day of the Week Effects and Asset Returns." *Journal of Business* 54(4): 579-96.
- Granger, C. y P. Newbold (1974). "Spurious Regressions in Econometrics." *Journal of Econometrics* 2(2):111-20.
- Gulterin, M. y N. Gulterin (1983). "Stock Market Seasonality: International Evidence." *Journal of Financial Economics* 12(4): 467-81.
- Jaffe, J. y R. Westerfield (1985). "The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence." *Journal of Finance* 40(2): 433-54.
- Jennings, R., L. Starks y J. Fellingham (1981). "An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival." *Journal of Finance* 36(1): 143-61.
- Jordan, S. y B. Jordan (1991). "Seasonality in Daily Bond Returns." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 2(26): 269-85.
- Karpoff, J. (1987). "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22(1): 109-26.
- Keim, D. (1983). "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality." *Journal of Financial Economics* 12(1): 13-32.
- Lakonishok, J. y M. Levi (1982). "Weekend Effects on Stock Returns: A Note." *Journal of Finance* 37(3): 883-89.
- Nelson, C. y C. Plosser (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications." *Journal of Monetary Economics* 10(2): 139-62.
- Officer, R. (1975). "Seasonality in Australian Capital Markets: Market Efficiency and Empirical Issues." *Journal of Financial Economics* 2(1): 29-51.
- Park, S. y M. Reinganum (1986). "The Puzzling Price Behavior of Treasury Bills that Mature at the Turn of Calendar Months." *Journal of Financial Economics* 16(2): 267-83.
- Peiro, A. (1994). "Daily Seasonality in Stock Returns: Further International Evidence." *Economics Letters* 45(2): 227-32.
- Pfeiderer, P. (1984). "The Volume of Trade and the Variability of Prices: A Framework for Analysis in Noisy Rational Expectations Equilibria." Documento de Trabajo, Universidad de Stanford.
- Reinganum, M. (1981). "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Markets Values." *Journal of Financial Economics* 9(1): 19-46.
- Rossana R. y J. Seater (1995). "Temporal Aggregation and Economic Time Series." *Journal of Business & Economic Statistics* 13(4): 441-51.
- Simon, D. (1991). "Segmentation in the Treasury Bill Market: Evidence from Cash Management Bills." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 26(1): 97-108.
- Soria, K. y S. Zúñiga (1996). "El Efecto Fin de Semana en el Mercado Accionario Chileno." *Economía y Administración* N° 46: 7-24.
- Tauchen, G. y M. Pitts (1983). "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets." *Econometrica* 51(2): 485-505.
- Theil, H. (1954). *Linear Aggregation of Economic Relations*. Amsterdam, Holanda: North-Holland Publishing Co.
- Theobald, M. y V. Price (1984). "Seasonality Estimation in Thin Markets." *Journal of Finance* 39(2): 377-92.
- White, H. (1980). "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroskedasticity." *Econometrica* 48(4): 817-38.
- Wilcox, D. (1992). "The Construction of U.S. Consumption Data: Some Facts and Their Implications for Empirical Work." *American Economic Review* 82(4): 922-41.
- Zúñiga, S. (1994). "Retornos Accionarios y Efecto Tamaño: Un Análisis del Caso Chileno entre 1988 y 1991." *Economía* 33-34(17): 199-224.
- Zúñiga, S. (1999a). "Modelos de Tasas de Interés en Chile: Una Revisión." *Cuadernos de Economía* N° 108: 875-893.
- Zúñiga, S. y K. Soria (1999b). "Estimación de la Estructura Temporal de Tasas de Interés en Chile: 1994-1997." *Estudios de Administración* 6(1): 25-50.

ANEXO

Notas Acerca de la Agregación de Datos en Series de Tiempo

Las series usadas por economistas financieros son generadas en frecuencias mucho mayores que las que se trabajan habitualmente. En el caso de las transacciones bursátiles de mercados de activos, estas operaciones ocurren muchas veces cada hora, sin embargo, lo habitual es trabajar con precios diarios (de cierre), semanales e incluso mensuales. Lo mismo ocurre en el caso de los montos transados. La agregación de los datos consiste en un tipo de suma de éstos, lo cual es claro en el ejemplo de los montos transados, aunque también ocurre para los rendimientos¹. Esta suma produce un tipo de suavizamiento de los datos, el que puede ser de utilidad para eliminar ruidos excesivos, sin embargo, también se eliminan ciertas características de los datos subyacentes, es decir, se pierde información.

Existe un número importante de trabajos teóricos acerca de la agregación. A pesar de esto, Rossana y Seater (1995) afirman desconocer hasta esa fecha una investigación acerca de su importancia empírica. Barreto y Howard (1998) reportan resultados de su estudio de citas acerca del tema de la agregación en economía en las principales revistas económicas, encontrando un promedio de sólo seis citas por año entre 1954 y 1992.

Aparentemente, el trabajo pionero es el de Theil (1954), quien mostró que en general los parámetros de una pendiente de regresión agregada no dependen del nivel de los correspondientes parámetros de nivel individual, sino que también de la pendiente de todos los otros *betas* individuales. Además, Theil presenta que la pendiente de una regresión agregada (simple) es igual al promedio simple de los parámetros de nivel individuales más un término de covarianza que corresponde justamente a una forma de sesgo.

Como implicancias macroeconómicas de la agregación, los ciclos económicos de mucho menos de un año

¹ A modo de ejemplo, sea la serie del precio de un activo dada por \$100, \$120, \$130 y \$135. El rendimiento en tiempo continuo de cada período es $\log(120/100)=0.1823$, 0.08 y 0.0377 . El rendimiento del período total $\log(135/100)=0.3001$, es decir, la suma de los retornos uniperiódicos.

de duración (que son importantes en los datos mensuales) casi siempre desaparecen con agregación mensual, lo que cuestiona la existencia de tales ciclos de acuerdo con Nelson y Plosser (1982). Además, Wilcox (1992) señala que las series macroeconómicas trimestrales parecen ser óptimas en comparación con las mensuales, que están afectadas por problemas de medición, y con las anuales, que tienen características muy diferentes de éstas.

En el ámbito de los estudios de series financieras, la evidencia es aún más escasa y se orienta más bien a medir el grado de predictibilidad. Destaca el trabajo de Fama y French (1988), en el cual se encuentra que los dividendos pueden explicar una gran parte de la variación de largo plazo de los rendimientos accionarios. Ellos reportan que el R^2 aumenta de 3% para rendimientos mensuales a sobre 25% para retornos de cuatro años, es decir, un alto grado de predictibilidad. Sin embargo, conforme al análisis de Granger y Newbold (1974), la correlación serial (incluyendo la inducida por el uso de rendimientos traslapados) generalmente lleva a incrementos en el R^2 muestral, lo que no necesariamente es indicativo de predictibilidad. En efecto, la explicación de dos partes ofrecida por Fama y French (pág.3) es que (1) “(...) la alta correlación causa que la varianza de los retornos esperados crezca más rápido que el horizonte de los retornos (...)”, y (2), que “(...) el crecimiento de la varianza de los retornos no esperados con el horizonte de retornos es atenuado por un *shock* de la tasa de descuento a los retornos esperados, generando *shocks* opuestos a los precios actuales.”

Así, existe un número de preguntas abiertas en el tema de la agregación de datos. Para Barreto y Howard (1998), desde el punto de vista econométrico, los problemas pueden ser resumidos en cuatro puntos. Primero, en una crítica a los procedimientos que ignoren la agregación. Segundo, en intentar resolver el problema, por ejemplo, con modificaciones en la forma funcional, encontrando estadísticas de descripción de atributos de los datos a ser usados como variables adicionales en modelos agregados, etcétera. Tercero, en investigar las circunstancias bajo las cuales los modelos agregados entregan mejores predicciones que los modelos individuales. Por último, la valoración del sesgo de la agregación a través de comparaciones entre estimaciones de parámetros obtenidos a partir de modelos agregados y desagregados.