

Mercados financieros y predicción del producto: evidencia chilena 1989-1997

Sergio Zúñiga J.

Karla Soria B.

Universidad Católica del Norte

Extracto

En la búsqueda de predictores eficientes del comportamiento del producto nacional chileno, las variables que contienen mayor información son la tasa de interés de plazo medio, el diferencial entre la tasa de interés de largo plazo y la tasa de interés de corto plazo (el *spread*) y el mercado accionario, en ese orden. Además, a diferencia del caso de los Estados Unidos, el *spread* contiene menos información acerca del producto futuro en comparación con las tasas de interés de corto plazo, medio o largo plazo. Para tener mejores predicciones con el mercado accionario, el IGPA (índice general de precios accionario de la Bolsa de Comercio de Santiago), debe ser calculado sobre una base extensa (18 meses) y no sobre una base mensual o trimestral como es usual; aún así, su poder explicativo es bajo en comparación con la tasa de interés de plazo medio. A diferencia de lo reportado por otros estudios en Chile, encontramos que las predicciones del producto nacional basadas en el mercado accionario son confiables solamente en el corto plazo (menos de 1 año), mientras que las predicciones basadas en la tasa de interés de plazo medio lo son en un horizonte aún superior a 2 años. En particular, encontramos que la tasa de plazo medio tiene un mayor poder predictivo de la actividad económica con 6 meses de anticipación, y que el mercado accionario lo hace mejor sólo con una anticipación de 4 meses. Finalmente, los modelos propuestos son parsimoniosos y eficientes desde el punto de vista predictivo de acuerdo a los resultados fuera de la muestra.

Abstract

A study was carried out using Chilean government statistics on interest rates and data from the performance of the Chilean stock market between 1989 and 1997 to evaluate their predictive value in relation to the Chilean gross national product. The best predictive functions for the Chilean national product, in descending order, included: (a) intermediate term interest rates, (b) differential "spread" between short and long term interest rates, and (c) behavior of the stock market. In contrast with the United States, the "spread" contains less information concerning the projected national product than do short, medium and long-term interest rates. To obtain the best projections for stock market performance, the general stock market index (IGPA) needs to be calculated on an 18-month basis, rather than as typically done on a monthly or quarterly basis. In any case, the predictive power of the IGPA is low compared with that of intermediate term interest rates. We found, in contrast to previous studies reported for Chile, that predictions of gross national product based on the stock market were reliable only over the short term (less than one year), while predictions made from the observed behavior of medium-term interest rates spanned a two-year horizon. In particular, the intermediate term interest rate had a greater potential for prediction of economic activity over a six-month period than stock market-based predictions, which were only good over four months. Finally, the models proposed were parsimonious and efficient, and continued to be valid when applied to data outside the present study (post 1997).

1. Introducción

Este trabajo se basa en el postulado de que existe una relación predictiva de los mercados financieros (retornos accionarios y estructura intertemporal de tasas de interés, ETTI¹) respecto de la actividad económica real, esta última

¹También llamada *term structure* o curva de rendimientos (*yield curve*). Se asume implícitamente que se habla de instrumentos de descuento puro (sin cupones) y sin riesgo de no pago. La existencia de cupones en la casi totalidad de los bonos de más de 1 año no es un problema menor, por cuanto éstos "contaminan" los rendimientos. Al respecto véase Anderson y otros (1996).

medida por el producto interno bruto (PIB). Este postulado tiene larga data en la economía financiera. Probablemente uno de los trabajos teóricos más importantes en el tema sea el de Cox, Ingersoll y Ross (1985), quienes a través de un modelo de equilibrio general de una economía simple pero completa (el sector real), obtienen una ecuación de valoración que determina el valor real de cualquier activo contingente (el sector financiero) como función de la riqueza y de las variables de estado, incluyendo la ETTI de esa economía.

Chen, Roll y Ross (1986) muestran que tasas de interés y mercado accionario también están interrelacionados entre sí, puesto que el precio de las acciones corresponde a los dividendos futuros esperados por los accionistas capitalizados a la tasa de interés apropiada. Entonces, fuerzas sistemáticas influyen tanto los flujos como tasas transformando el mercado accionario en endógeno respecto al mercado de renta fija, de modo que el primero puede ser parcialmente explicado por una política monetaria de control de tasas.

En este trabajo estudiamos empíricamente la capacidad predictiva de los mercados financieros respecto de subsecuentes *shocks* reales en el producto. Si bien las interrelaciones entre éstas variables deben obedecer a interrelaciones simultáneas, nuestra hipótesis es que una modelación lineal simple de una o dos variables explicativas contiene información relevante para fines prácticos.

El artículo se estructura como sigue. La parte dos contiene la revisión de algunos de los principales trabajos que relacionan los mercados financieros y la actividad económica. En la parte tres se discute brevemente la relación teórica de la estructura de tasas de interés como predictora del producto. En la cuarta parte se seleccionan las series apropiadas para medir la actividad económica, el comportamiento del mercado accionario y las tasas de interés en Chile. En la parte 5 se muestra una primera aproximación de la capacidad predictiva de los mercados financieros analizando correlaciones cruzadas, el que es formalizado a través del modelo de regresión desarrollado en la parte 6. El desempeño *out-the-sample* del modelo de regresión se presenta en la parte 7. El trabajo finaliza con las conclusiones.

2. Acerca de la relación entre mercados financieros y actividad real.

Para Barro (1990), la relación entre mercados accionarios y el producto es en general positiva y su explicación puede ser analizada desde dos puntos de vista. El primero apunta a que son los retornos accionarios los que causan los cambios en la actividad económica real (causalidad), de modo que un aumento en éstos genera un incremento de la riqueza, lo que aumenta a su vez el consumo y la inversión. La segunda explicación es que ambos, precios accionarios y producción, responden juntos a otras variables tales como las tasas de interés: un aumento de las tasas de interés debe causar una caída en el precio de las acciones y una caída de la producción de bienes de inversión. La relación empírica entre los mercados accionarios y la producción ha sido estudiada, entre otros, por Chen, Ross y Roll (1986), quienes intentan explicar los rendimientos accionarios en función de algunos factores empíricos, en el espíritu del modelo APT de Ross (1976), pero con resultados más bien desalentadores. Fama (1990) a pesar de estar más interesado en usar la producción para explicar los retornos accionarios, regresa el crecimiento del producto de los EEUU con retornos rezagados y concluye que éstos generan una predicción ruidosa pero significativa.

Respecto a la relación teórica entre la estructura de tasas de interés y el producto, de acuerdo a la teoría convencional de las expectativas, asumiendo neutralidad al riesgo y predicción perfecta, la pendiente de la ETTI depende de los rendimientos futuros esperados, de forma tal que pendientes positivas deben asociarse con tasas *forwards* mayores que las tasas *spot*, y viceversa². Bajo condiciones de incertidumbre este análisis básico es correcto, salvo que las tasas *forwards* ya no son necesariamente iguales a las tasas *spot* futuras, de modo que las tasas *forwards* pueden aumentar ya sea por altas tasas *spot* esperadas o por altos premios³. Más formalmente Harvey (1988), implementando un modelo del CAPM basado en el consumo, entrega

² Como ejemplo del caso simple de 2 períodos, supongamos que la tasa actual de 1 año $0R1 = 6\%$, y que el mercado espera hoy que la tasa anual vigente para el próximo año (tasa *forward* o rendimiento esperado) sea $1R2 = 8\%$, entonces la tasa actual de 2 años (tasa larga) debe ser aproximadamente $0R2 = 7\%$ debido a la mecánica del arbitraje. Esto implica que si la ETTI, como en este ejemplo, presenta pendiente positiva ($7\%-6\%$) se debe a que el mercado anticipa altas tasas de rendimiento futuras (8%).

³ En este caso el rendimiento esperado (tasas *spot* esperadas) puede ser aproximado por la tasa *forward* más un premio asociado, y "...la variación a través del tiempo en ese premio esperado es el que oscurece el poder de las tasas *spot* esperadas hoy como predictoras de las futuras tasas *spot* efectivas" Fama (1984).

evidencia de que la ETTI real esperada contiene información que puede ser usada para predecir el consumo futuro. Empíricamente, Estrella y Hardouvelis (1991) muestran que la diferencia entre la tasa larga y la tasa corta (el *spread* de tasas) es una buena predictora de la actividad económica, encontrando poder predictor significativo un año hacia el futuro (4 cuatrimestres). Afirman además que la ETTI predice no sólo la probabilidad de una recesión, sino que también la severidad de las mismas. Estos resultados han sido confirmados por un gran número de trabajos en otros países y usando distintas metodologías [ver Plosser y Rouwenhorst, (1994); Haubrich y Dombrosky, (1996), y Dueker, (1997)].

En Chile, el problema de si es posible o no predecir la actividad económica y en qué grado, hasta ahora ha sido abordado buscando relacionar solamente el mercado accionario con el producto, y la evidencia obtenida ha sido más bien contradictoria. Fernández (1995), trabajando con datos trimestrales 1980:1-1993:4, rechaza la hipótesis que el índice de precios de las acciones (IGPA) y el nivel de producto están cointegrados de acuerdo a los tests de Johansen (1988), y concluye que los ciclos de precios de acciones no anteceden a los del producto. Por el contrario, Walker (1998) con datos mensuales y trimestrales 1987:4-1995:12 concluye que los retornos accionarios son útiles para predecir el crecimiento futuro con hasta 2 años de anticipación. Gregoire y Letelier (1998) con datos mensuales 1986:1-1997:5 encuentran que en el largo plazo el nivel de la actividad económica está positivamente correlacionada con los precios accionarios, y que esta relación se revierte en el corto plazo.

3. Estructura de tasas y política monetaria en Chile

La autoridad monetaria puede influir claramente sobre el nivel de la tasa de interés de corto plazo. En nuestro país por ejemplo, el Banco Central (BC) concentra su política monetaria en influir directamente sobre las tasas de interés, junto a otros mecanismos descritos por Magendzo (1997). A partir de 1985, esto se realiza a través de pagarés de corto plazo ofrecidos por ventanilla (a tasas fijadas por el BC). Entre enero de 1987 y junio de 1995 se utilizó los PRBC de 90 días, y de ahí en adelante la tasa de interés interbancaria diaria.

El efecto de la política monetaria sobre la relación entre la ETTI y el

producto real varía de acuerdo al objetivo perseguido por ésta, ya sea el control de la inflación, como en Chile, o la estabilización del producto, aunque en ambos casos pendientes negativas de la ETTI precederán a caídas en la actividad. En el primer caso un alza de tasas cortas (aceptamos que las tasas cortas están afectadas en mayor medida por la política monetaria que las tasas largas, las que permanecen relativamente constantes) tenderá a generar una pendiente negativa para la ETTI, y además traerá consigo una contracción de la actividad económica en el corto plazo⁴. Alternativamente, si la autoridad monetaria aplica una política estabilizadora del producto, entonces se aumentarán las tasas de interés durante períodos de expansión (y se reducirán durante una recesión), de modo que si el mercado anticipa una recesión, entonces las tasas futuras (de largo plazo) bajarán, observándose entonces pendientes negativas de la ETTI previas a una recesión.⁵

Una vez revisadas de un modo simple las relaciones esperadas entre el crecimiento del producto, el mercado accionario y el mercado de instrumentos de renta fija (a través de la ETTI), en adelante nos centramos en analizar y contrastar empíricamente el comportamiento de éstos mercados como variables explicativas de la evolución futura del producto real, evaluando la capacidad de éstas para anticipar períodos de recesión y crecimiento.

4. Análisis empírico del caso chileno: los datos

Comenzaremos seleccionando algunas de las series de datos más largas disponibles. En la mayor parte del estudio se utilizan datos del período 1989:5 a 1997:12. Sin embargo, y para el caso de determinadas variables, estudiamos series más extensas.

⁴Esta es una de las explicaciones del por qué la ETTI chilena generalmente ha presentado pendiente negativa en la historia reciente: el mercado estima que las tasas de equilibrio de largo plazo son menores a los niveles de las altas tasas actuales, evidencia de una política contractiva. Otra interrogante es por qué la ETTI real de muy corto plazo (0 a 60-80 días) tiene generalmente pendiente positiva. Soria y Zúñiga (1999) estiman la ETTI reciente en Chile, reportando este fenómeno.

⁵Para una discusión sobre este punto véase Haubrich y Dombrosky (1997).

A. *Producto interno bruto trimestral (PIB)*

Un buena *proxy* del producto interno bruto trimestral (PIB), pero con un mayor número de observaciones para un mismo período, es el índice mensual de actividad económica (IMACEC, 1986=100) calculado por el BC. Este índice está conformado por un importante número de indicadores sectoriales cubriendo una gama de actividades que aportan en más del 80% al PIB⁶. Sin embargo, la variación mensual de éste presenta una exagerada dispersión, debido a la existencia de fuertes componentes estacionales anuales. Una forma frecuente y sencilla de corregir este fenómeno es usar la variación del índice respecto al mismo mes del año anterior⁷, con lo que se elimina casi un 20% de la dispersión original. A esta serie la denominamos VAR12m, y corresponde a:

$$\text{VAR12M} = (\text{IMACEC}/\text{IMACEC}\{12\})-1$$

donde IMACEC{12} indica el rezago de 12 meses del índice. Véase en el Anexo un breve análisis que muestra que este tipo de diferenciación puede ser correcto para nuestros fines.

Con respecto al comportamiento del índice, en el gráfico 1 se aprecia la contracción hacia fines del gobierno del presidente Pinochet y que abarcó las elecciones de 1990. Entre 1991-1993, como resultado de la caída de las tasas de interés domésticas y del tipo de cambio real, la economía atravesó una expansión del producto, gasto y empleo. Posteriormente, desde comienzos de 1993 hasta noviembre de 1994 el BC desarrolló un fuerte ajuste económico debido al exceso de gasto y las fuertes presiones inflacionarias. En septiembre de 1995, cuando se escuchaban fuertes críticas al creciente gasto fiscal, nuevamente se aplicó una mayor restricción monetaria, hechos que precederían la tercera contracción del período analizado.

⁶Para un estudio de las propiedades del IMACEC como serie-temporal véase a Chumacero y Quiroz (1996).

⁷En EEUU por ejemplo, se calcula la variación respecto al trimestre del año anterior.

B. El mercado accionario

La variable indicadora del comportamiento del mercado accionario es el rendimiento real mensual del índice general de precios de las acciones de la Bolsa de Comercio de Santiago (IGPA), el que no está corregido por dividendos pero incluye a todas las acciones inscritas. Al respecto, definimos las variables:

$$\text{GRIGPA}_{1m} = 12 * [\log(\text{IGPA}/\text{IPC}) - \log(\text{IGPA}\{1\}/\text{IPC}\{1\})]$$

$$\text{GRIGPA}_{3m} = 4 * [\log(\text{IGPA}/\text{IPC}) - \log(\text{IGPA}\{3\}/\text{IPC}\{3\})]$$

$$\text{GRIGPA}_{6m} = 2 * [\log(\text{IGPA}/\text{IPC}) - \log(\text{IGPA}\{6\}/\text{IPC}\{6\})]$$

$$\text{GRIGPA}_{12m} = \log(\text{IGPA}/\text{IPC}) - \log(\text{IGPA}\{12\}/\text{IPC}\{12\})$$

$$\text{GRIGPA}_{18m} = (12/18) * [\log(\text{IGPA}/\text{IPC}) - \log(\text{IGPA}\{18\}/\text{IPC}\{18\})]$$

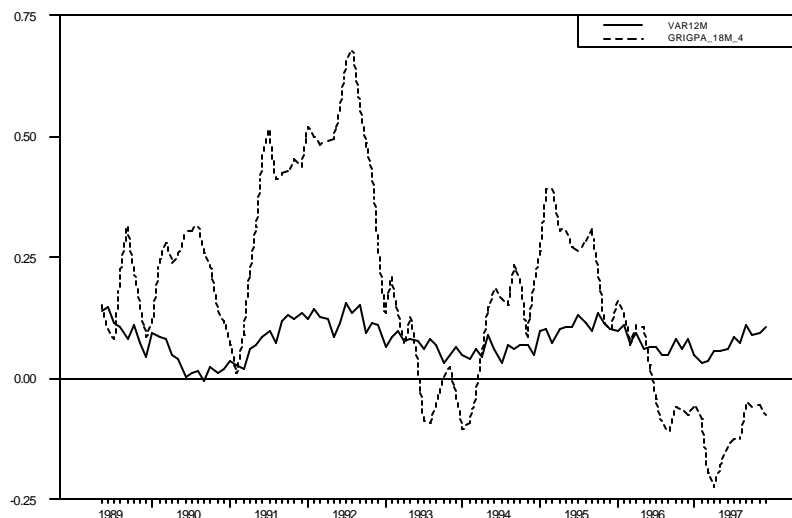
$$\text{GRIGPA}_{24m} = (12/24) * [\log(\text{IGPA}/\text{IPC}) - \log(\text{IGPA}\{24\}/\text{IPC}\{24\})]$$

donde GRIGPA_{Ym} es la tasa de crecimiento real anual del IGPA calculada entre Y meses (por ejemplo GRIGPA_{3m} se refiere a los rendimientos trimestrales), {n} indica el rezago enésimo de la variable, log es el logaritmo natural, e IPC es el índice de precios al consumidor.

Nótese que cada serie así construida puede entenderse en realidad como un promedio de los rendimientos del período que cubre, y además, que cada serie está expresada en tasas anuales. Comparando las series VAR12M y GRIGPA_{18m} juntas a través del gráfico 1, observamos una correlación positiva entre ambas, aunque el mercado accionario parece sobre reaccionar. Las secciones 4 y 5 están dedicadas a analizar estas relaciones

Gráfico 1

IMACEC versus el crecimiento real del IGPA



VAR12m es la variación porcentual del IMACEC respecto al mismo mes del año anterior.

GRIGPA_18m_4 es el crecimiento de 18 meses del IGPA, rezagado 4 meses

C. La tasa de interés, el spread y el producto

La tercera variable estudiada es la tasa de interés, tanto la tasa corta (menos de 1 año) como la tasa larga (idealmente de más de 5 años). Como siempre, idealmente las tasas a usar deben provenir de cotizaciones bursátiles de un instrumento libre de riesgo de no pago y sin cupones. Para la tasa corta estas condiciones son reunidas por los pagarés reajustables del BC (PRBC). Sin embargo, éstos sólo se transan desde comienzos de 1987 y con mayor frecuencia desde comienzos de 1991. En la variable PRBC30_60 hemos calculado los rendimientos promedio de todas las operaciones de este instrumento entre 30 y 60 días (los plazos con mayor presencia) para cada mes. Tal como se aprecia en el gráfico 2, esta serie está bastante relacionada con la de las tasas efectivas pagadas en operaciones de 90 a 360 días reajustables del sistema financiero reportadas por el BC (tasas reales anuales⁸), y como esta última serie es más larga, la usamos como *proxy* de la tasa de corto plazo.

Para la tasa larga, el instrumento ideal en Chile son los bonos de reconocimiento [véase Soria y Zúñiga, (1999); Zúñiga, (1999a) y Zúñiga (1999b)]. Sin embargo, éstos sólo comenzaron a transarse a partir de marzo de 1992. Una serie de alternativa mucho más extensa y que contiene rendimientos de mercado de largo plazo son los pagarés con cupones del BC (PRC). Lamentablemente los PRC contienen cupones, pero dado que el comportamiento de ambas series fue similar (gráfico 3) la adoptamos.

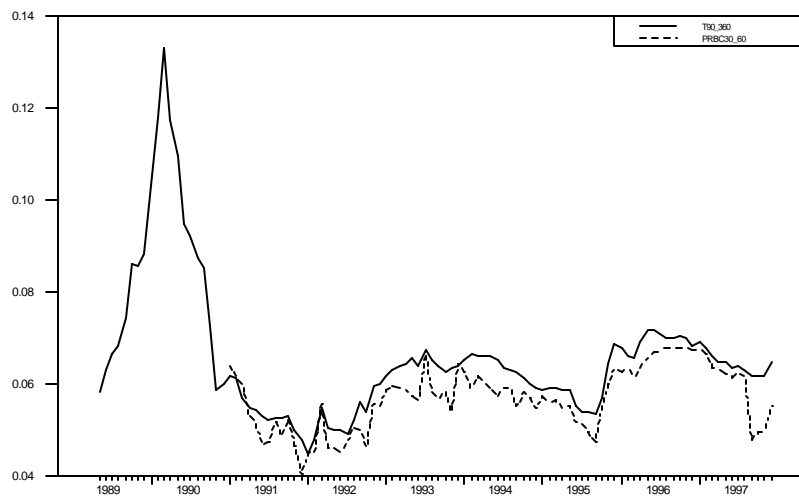
Los PRC comenzaron a transarse a partir de mayo de 1989, pero registraron una baja presencia para todos los vencimientos en un comienzo debido a que en el período mayo-1990 hasta comienzos de 1992 no se incorporaron nuevos pagarés a la Bolsa. Con el objeto de extender la serie lo

⁸En rigor los rendimientos reajustables, expresados generalmente en unidades de fomento (UF), no son rendimientos reales. Esto, pues la UF sigue una ley de movimiento determinística respecto a rezagos del IPC, por lo que a no ser que la inflación siga la misma ley de movimiento, las tasas en UF no son tasas reales. Los autores agradecen a un árbitro anónimo de la revista por notar este punto.

máximo posible, en la serie PRC8_10 hemos calculado el rendimiento promedio de los PRC con plazo de vencimiento entre 8 y 10 años a partir de 1989:5. Para la tasa de plazo medio, basados en la discusión anterior, usaremos la tasa de interés promedio efectiva pagada en operaciones reajustables de 1 a 3 años en el sistema bancario, la que identificaremos como T1_3.

Gráfico 2

Tasa corta: PRBC 30-60 días versus tasa 90-360 días



T90_360 son las tasas anuales pagadas en operaciones de 90 a 360 días reajust. del sist. financiero.
PRBC30_60 es el rendimiento anual de los Pagaré Reajustables del BC con plazos entre 30 y 60 días.

El *spread* de tasas, o pendiente de la ETTI, es simplemente el diferencial entre la tasa larga (los PRC 8 a 10 años) y la tasa corta (la tasa promedio 90 a 360 días), es decir,

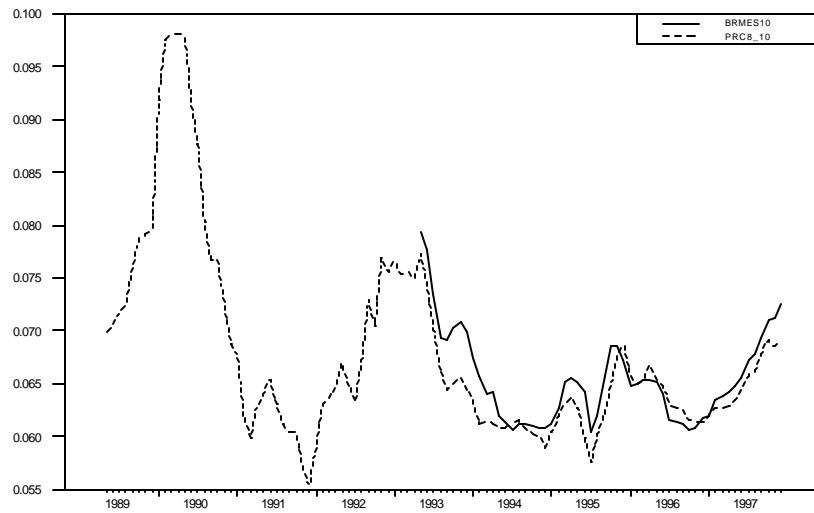
$$\text{SPREAD}_t = \text{PRC8}_{10}_t - \text{T90}_{360}_t$$

En el gráfico 4 mostramos comparados el *spread* rezagado 5 meses, la tasa de plazo medio rezagada de 7 meses y el porcentaje de cambio de 12 meses en el IMACEC. Sombreados aparecen los períodos de contracción. Nótese que la primera serie está positivamente relacionada con el producto (la correlación es 0,45), en el sentido que a cada caída en el producto le corresponde un *spread*

negativo observado 5 meses antes. Respecto a la tasa de plazo medio, la relación es inversa, y la correlación es 0,23. Este resultado puede ser comparado con el gráfico 1 para el mercado accionario.

Gráfico 3

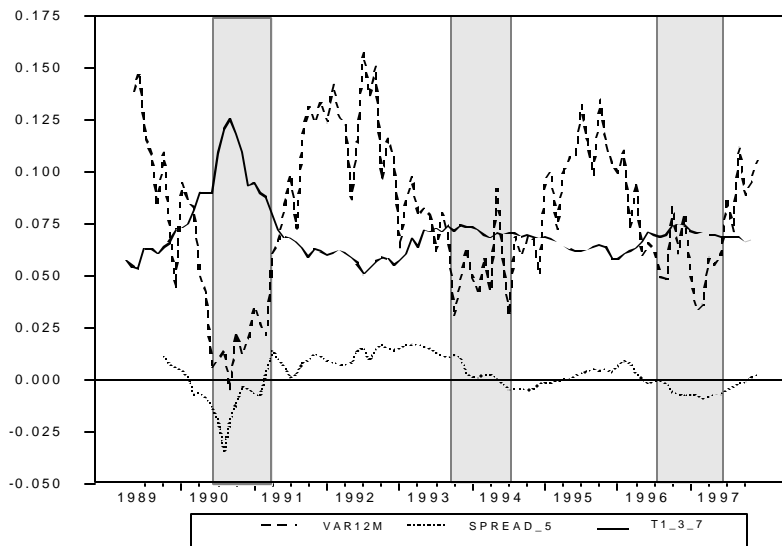
Tasa larga: BR a 10 años versus PRC8-10 años



BRMES10 es el rendimiento anual de los bonos de reconocimiento con plazo de 10 años.
 PRC8_10 es la TIR anual de los Pagars Reajustables con Cupones del BC con plazos entre 8 y 10 años

Gráfico 4

Variación IMACEC, SPREAD(-5) y la tasa de plazo medio(-7)



5. Los resultados: una primera aproximación

El cuadro 1 presenta algunas estadísticas de las 104 observaciones de las series en estudio entre 1989:5 y 1997:12. En general las autocorrelaciones de las series tienden a cero rápidamente, tal como es deseado en variables estacionarias.

Cuadro 1
Estadísticas del IGPA y del producto
datos mensuales 1989:5 – 1997:12

Series	Media	Error Std	AC(1)	AC(2)	AC(3)	AC(6)	AC(12)	AC(18)
VAR12M	0,07926	0,03594	0,7736	0,6959	0,6474	0,3416	-0,2968	-0,5523
GRIGPA_1M	0,11623	0,77706	0,2971	-0,0276	0,0067	0,0372	0,0671	-0,0871
GRIGPA_12M	0,15416	0,25527	0,9260	0,8318	0,7359	0,5376	-0,0172	-0,2269
GRIGPA_18M	0,16124	0,21389	0,9408	0,8554	0,7790	0,5944	0,1807	-0,2123
T90_360	0,06588	0,01490	0,9510	0,8656	0,7626	0,4409	-0,0777	-0,2328
PRC8_10	0,06795	0,00920	0,9590	0,8872	0,8008	0,4991	-0,0611	-0,2462
SPREAD	0,00206	0,00895	0,9033	0,7762	0,6727	0,4581	-0,0087	-0,1369
T1_3	0,07027	0,01322	0,9515	0,8719	0,7738	0,1312	-0,0715	-0,2420

AC(n) es el coeficiente de autocorrelación de orden n de la serie.

El cuadro 2a presenta las correlaciones cruzadas comparadas entre la variable VAR12M y las distintas series de rendimientos del IGPA, tal como se definieron previamente. Las correlaciones cruzadas respecto a la serie VAR12M son calculadas para un número diferente de meses de rezago (k) respecto de los rendimientos del IGPA. Para el período en estudio los resultados sugieren usar GRIGPA_18m con 4 meses de rezago, puesto que allí la correlación es máxima (0.46). Esto es consistente con Fama (1990) quien reporta que el efecto sobre los retornos accionarios es mejor capturado con retornos de largo plazo. Varios estudios recientes coinciden en este punto: cuando se usa un modelo de regresión para predecir retornos de acciones y bonos, el R -cuadrado muestral aumenta dramáticamente con la longitud del

horizonte de cálculo de los retornos.⁹ Nótese también que para rendimientos mensuales del IGPA existe una relación negativa entre rendimientos y crecimiento económico, situación que se revierte en el largo plazo, confirmando uno de los principales resultados de Gregoire y Letelier (1998). Obsérvese también que a medida que aumenta el período respecto del cual se calcula el rendimiento del IGPA, la tendencia general es justamente inversa, es decir, las correlaciones son positivas en el corto plazo, situación que se tiende a revertir en el largo plazo.

Cuadro 2a

*Correlaciones cruzadas: producto y distintas variaciones del IGPA
datos mensuales 1989:5 – 1997:12*

GIMACEC _t K meses Adelante	GRIGPA_1M	GRIGPA_3M	GRIGPA_6M	GRIGPA_12M	GRIGPA_18M	GRIGPA_24M
0	-0,1905588	-0,2056145	-0,0537349	0,1365137	0,2854351	0,3445815
1	-0,1345451	-0,1364662	0,0479118	0,2300740	0,3399023	0,3797480
2	-0,1118297	-0,0351610	0,1099537	0,2906696	0,3879810	0,4021816
3	-0,0476876	0,0861565	0,1706353	0,3605446	0,4331604	0,4230008
4	0,0769071	0,1639040	0,2154704	0,3981768	0,4607385	0,4178555
5	0,1388558	0,1647460	0,2299522	0,3993782	0,4458999	0,3851812
6	0,1100758	0,1299579	0,2214628	0,3823478	0,4057845	0,3325894
7	0,0797298	0,1226534	0,2594094	0,3854688	0,3895435	0,3093160
8	0,0783771	0,1498994	0,2997001	0,4124992	0,3789156	0,2893534
9	0,0925234	0,1804482	0,3279856	0,4187438	0,3578301	0,2585934
10	0,1282112	0,2371785	0,3411662	0,4203641	0,3309993	0,2330116
11	0,1420975	0,2535974	0,3212227	0,3897603	0,2884046	0,1967535
12	0,2127546	0,2727545	0,3197326	0,3559855	0,2392291	0,1655126
13	0,1681966	0,2455964	0,3005410	0,3153575	0,1900901	0,1116717
14	0,1879625	0,2223797	0,3073786	0,2834976	0,1436463	0,0663342
15	0,1635014	0,2131873	0,2962951	0,2410480	0,0886007	0,0121332
16	0,1201654	0,2237588	0,2873584	0,1989927	0,0506026	-0,0299376
17	0,1719181	0,2592223	0,2770116	0,1660392	0,0255004	-0,0438434
18	0,1846741	0,2520432	0,2252872	0,1019920	-0,0107838	-0,0726391
19	0,1896993	0,2312303	0,1956041	0,0570724	-0,0541678	-0,1062030
20	0,1584431	0,1755408	0,1418966	-0,0072229	-0,1067025	-0,1410269
21	0,1394237	0,1100598	0,0866489	-0,0716385	-0,1595085	-0,1698164
22	0,0758334	0,0862159	0,0416371	-0,1113655	-0,1959496	-0,1904590
23	0,0282030	0,0675003	0,0032347	-0,1338930	-0,2041529	-0,1848824
24	0,0867229	0,0528162	-0,0438555	-0,1501443	-0,2092247	-0,1779618
25	0,0307258	0,0050135	-0,0841180	-0,1889514	-0,2252788	-0,1842098

El cuadro 2b es análogo al cuadro 2a, pero en este caso se reportan las correlaciones cruzadas entre el producto *versus* las tasas de interés y el

⁹Kirby (1997), en el espíritu de Granger y Newbold (1974), desarrolla una interesante crítica a este tipo de conclusiones.

spread, ambas rezagadas en distinto número de meses. En este caso los resultados favorecen el uso de la tasa de plazo medio o la tasa corta, ambas con 6 meses de anticipación (con correlaciones extraordinariamente altas). Siguen en capacidad predictiva la tasa larga y finalmente el *spread* de tasas. Puesto que las correlaciones máximas ocurren al mes sexto, se deduce que existe un mayor poder predictivo respecto del producto con esos meses de anticipación, resultado que fue mostrado previamente en el gráfico 4. Hacia el final del trabajo presentamos una breve discusión comparada de nuestros resultados con los obtenidos en los EEUU.

Cuadro 2b
Correlaciones cruzadas: producto y la estructura de tasas
datos mensuales 1989:5 – 1997:12

GIMACEC _t K MESES ADELANTE	TASA DE PLAZO MEDIO T1_3	TASA LARGA PRC8_10	TASA CORTA T90_360	SPREAD
0	-0,3438571	-0,1816192	-0,3822956	0,4496676
1	-0,4657896	-0,3046631	-0,4960236	0,5124377
2	-0,5579122	-0,4066609	-0,5822830	0,5511253
3	-0,6232049	-0,4831883	-0,6389264	0,5667060
4	-0,6692287	-0,5508345	-0,6756731	0,5582960
5	-0,7121819	-0,5897919	-0,7083574	0,5726362
6	-0,7179790	-0,6073348	-0,7141943	0,5643070
7	-0,7071936	-0,6393565	-0,6962283	0,5014512
8	-0,6814123	-0,6400252	-0,6574183	0,4361456
9	0,6077309	-0,6091707	-0,5827735	0,3436062
10	-0,5471282	-0,5632553	-0,5128662	0,2744489
11	-0,4602901	-0,4977263	-0,4243250	0,1944443
12	-0,3549134	-0,4103864	-0,3208887	0,1120782
13	-0,2554481	-0,3291098	-0,2122306	0,0147803
14	-0,1376993	-0,2331773	-0,1048649	-0,0652883
15	-0,0323469	-0,1345048	-0,0013780	-0,1360800
16	-0,0649473	-0,0558191	-0,1005644	-0,2248619
17	-0,1623921	-0,0291688	-0,1935636	-0,2922700
18	-0,2644193	-0,1227409	-0,2944711	-0,3640142
19	-0,3357018	-0,2065097	-0,3514036	-0,3726267
20	-0,4000778	-0,2929375	-0,3948646	-0,3560737
21	-0,4467248	-0,3452189	-0,4398332	-0,3771598
22	-0,4640521	-0,3781460	-0,4537062	-0,3663837
23	-0,4907415	-0,4231364	-0,4750807	-0,3556869
24	-0,4919927	-0,4439978	-0,4660255	-0,3191486
25	-0,4752437	-0,4706632	-0,4443154	-0,2555695

6. El modelo de regresión

Hasta aquí el análisis de las correlaciones cruzadas nos ha entregado importantes antecedentes respecto a las variables que pueden predecir el producto junto al número de rezagos. A fin de cuantificar el real valor de éstas como herramienta de predicción, probaremos el siguiente modelo básico de regresión:

$$VAR12M_t = \mathbf{a}_o + \sum_{i=1}^N \mathbf{b}_i X_{it-k} + \mathbf{e}_t$$

donde VAR12M es el producto futuro, medido por el crecimiento del IMACEC, y X_{it} representa las variables de información durante el mes t , entre las que incorporaremos el nivel de la tasa de plazo medio, el *spread* de tasas y la variación real del IGPA, K es el número de rezagos para cada serie.

Un problema econométrico importante con esta especificación es que puesto que k , el horizonte de predicción, varía de 1 a 26 meses, se produce una sobreposición de datos que genera un error de medias móviles de orden $k-1$, de modo que para obtener inferencias apropiadas acerca de los coeficientes seguimos el procedimiento de Estrella y Hardouvelis (1991) y usamos la corrección de Newey y West (1987)¹⁰. Los resultados de las regresiones aplicando tales correcciones se muestran en el cuadro 3a y en el

¹⁰Cuando existe traslapamiento en el horizonte de de predicción se generan errores autocorrelacionados, lo que produce inconsistencia en los errores estándares de los parámetros de la regresión, por lo que debe hacerse algún tipo de ajuste. El procedimiento de Newey y West es útil en estos casos, puesto que entrega estimaciones robustas para grandes muestras (posee tiene propiedades asintóticas), cuando se desconoce la forma exacta de la correlación.

Más formalmente, Newey y West proponen que la matriz de covarianzas de los coeficientes corregida sea:

$$\text{cov}(\mathbf{b}) = (X'X)^{-1} \cdot \text{mcov}(X, e) \cdot (X'X)^{-1},$$

$$\text{mcov} = \sum_{k=-L}^L \sum_t e_t X_t' X_{t-k} e_{t-k} \cdot \left\{ 1 - \frac{k}{L+1} \right\}$$

donde:

e son los errores del modelo de regresión,

X es la matriz de variables explicatorias,

L indica el grado del error de medias móviles que se desea corregir por autocorrelación de acuerdo al horizonte de predicción (por ejemplo si se trata de una predicción de $k=3$ periodos, entonces $L=3-1=2$, y existirán 5 sumandos en mcov).

cuadro 3b.

Respecto a la tasa de plazo medio, el rezago óptimo se encuentra alrededor del sexto mes, a juzgar por la significancia del parámetro (6,60167) y el *R*-cuadrado ajustado. En realidad prácticamente todos los rezagos de la tasa corta son útiles estadísticamente. Además el coeficiente del sexto mes es el mayor de todos, indicando que en promedio una variación de 1 punto de esta tasa se traduce en una variación porcentual anual del doble, pero en sentido contrario. El diferencial de tasas tiene una especificación óptima cerca del quinto mes, y a excepción de los rezagos ubicados entre los meses 10 y 14, todos los demás son significativos. Comparando el desempeño de la tasa de 1 a 3 años *versus* el *spread*, la primera entrega un ajuste muy superior (compárense los coeficientes *R*-cuadrado). Nótese que el signo de los coeficientes es positivo, indicando que podemos relacionar pendientes positivas en la ETTI con crecimiento futuro del producto y viceversa, y este es el principal hallazgo de los estudios a este respecto en los EEUU. Como variable de información alternativa, en las últimas columnas de este cuadro mostramos las estimaciones basadas en un promedio móvil del *spread* dado por:

$$M3SPREAD = (SPREAD + SPREAD\{1\} + SPREAD\{2\}) / 3.$$

Como se esperaba, por tratarse de una expansión del período de cálculo, esta especificación mejora el resultado, aunque levemente, ubicando la predicción óptima ahora alrededor del cuarto mes.

En el cuadro 3b presentamos nuestro ajuste para la predicción del rendimiento del IGPA calculado en base de 18 meses, de acuerdo a lo sugerido por el cuadro 2a. Los resultados son confiables prácticamente para todos los rezagos mensuales hasta 1 año, pero el mejor de ellos se encuentra alrededor del cuarto mes. El resultado de GRIGPA_18m es inferior tanto a lo obtenido por el *spread* como por la tasa de plazo medio, permitiéndonos concluir que, en el período bajo análisis, el mercado de renta variable poseyó menos información útil para predecir el producto futuro que el mercado de renta fija (nivel de las tasas de interés y *spread* de tasas). En adición, los efectos predichos por las pendientes son demasiado pequeños, permitiendo explicar como máximo apenas un 8% del crecimiento económico futuro esperado. Finalmente, nuestros resultados muestran que la información del IGPA con relación al producto es útil como máximo hasta un año plazo de anticipación.

Walker (1998), en su tabla 2 (página 59) efectúa similares estimaciones para la variación mensual y trimestral del índice de precios selectivo de acciones (IPSA) incluyendo en cada modelo 8 rezagos de la variación del IPSA, la variación del IMACEC rezagada, más una constante. Él destaca los problemas de plausibilidad de alguno de sus resultados debido a la pérdida de grados de libertad generada al estimar conjuntamente tan alto número de parámetros, y sugiere usar la regresión mensual en vez de trimestral (página 58). Para efectos de comparación, al centro del cuadro 3b repetimos nuestras estimaciones con el rendimiento del IGPA pero esta vez calculado en base trimestral. Los resultados son inferiores a los obtenidos con GRIGPA_18, el R -cuadrado es cercano a cero, y la significancia estadística de los parámetros se reduce fuertemente, permaneciendo en un nivel suficiente solo aquellos referidos a la predicción de 10 a 12 meses. Además, se confirma nuestro resultado anterior en el sentido de que más allá de 12 meses no existe una relación confiable entre el comportamiento accionario y el mercado bursátil.

Finalmente, las últimas columnas del cuadro 3b muestran la regresión que resulta de incluir como variables explicativas la tasa de plazo medio y la variación de 18 meses del IGPA. La serie del *spread* es excluida debido a los problemas de multicolinealidad que genera su alta correlación con la tasa de plazo medio. Conjuntamente el período óptimo de predicción se ubica entre los 5 y 6 meses. Nótese que en este período crítico se obtienen ventajas mutuas respecto del caso individual: las pendientes se reducen, la confiabilidad individual y el ajuste global aumenta, pero más allá de los 11 meses para la tasa corta y más allá de los 8 meses para el IGPA, el desempeño individual se reduce, aunque conjuntamente ambas lo hacen mejor.

7. Predicción

Nuestros resultados hasta aquí han mostrado que para predecir el producto, el valor del nivel de la tasa de interés de plazo medio puede ser mejorado incorporando información proveniente del IGPA, y que una buena estrategia es rezagar 6 meses la tasa de plazo medio y rezagar 4 meses el crecimiento de 18 meses del IGPA, de modo que en adelante aceptamos este como nuestro modelo de predicción.

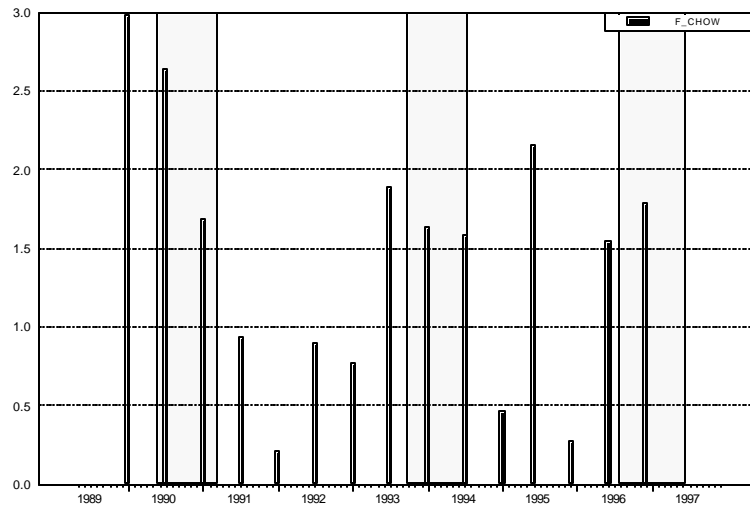
En el gráfico 5 mostramos los tests F de Chow para cambio estructural en los parámetros (eje vertical), asociados a varios puntos de quiebre o divisiones del período muestral. Los valores críticos del test F para

rechazar la hipótesis nula de inexistencia de cambio estructural son aproximadamente 2,7 al 95% y 4,0 al 99%. Del gráfico se deduce sólo un caso problemático, el que se encuentra muy cercano al punto crítico, de modo que en adelante asumimos que una misma regresión puede ser usada para el período completo.





Gráfico 5
Test de Chow de cambio estructural
 $\text{VAR12m} = \text{constante} + T1_3\{6\} + \text{GRIGPA_18m}\{4\}$



La regresiones finales estimadas son:

$$\text{VAR12M}_t = 0,199 - 1,8678 T1_3\{6\}_t + 0,0598 \text{GRIGPA_18m}\{4\}_t + e_t$$

$$(14,10) \quad (-10,47) \quad (5,76)$$

$$R^2 = 0,70, R^2\text{-ajust.} = 0,69$$

y la regresión sólo con la tasa de plazo medio es,

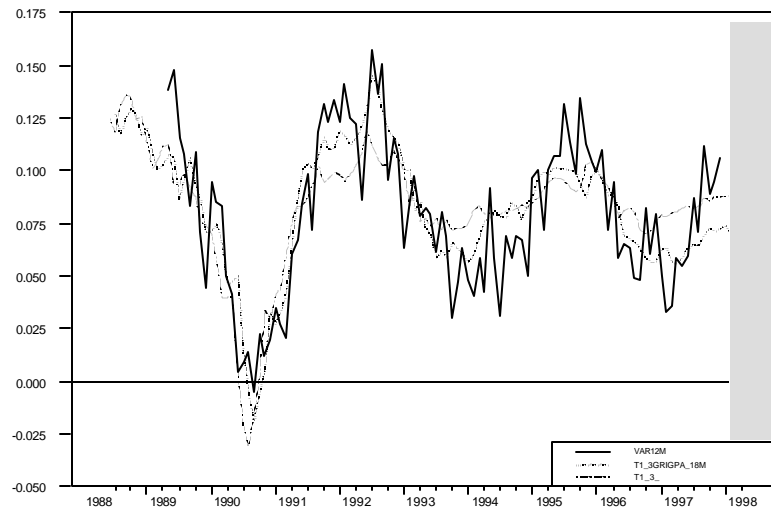
$$\text{VAR12M}_t = 0,221 - 2,030 T1_3\{6\}_t + e_t$$

$$(9,988) \quad (-6,602)$$

$$R^2 = 0,58, R^2\text{-ajust.} = 0,576$$

donde los números entre paréntesis son los estadísticos t . Como es de esperar, el mejor ajuste lo genera el modelo con mayor número de parámetros, a costa de perder grados de libertad, lo que no se tradujo en una caída de las significancias individuales de los coeficientes. En el gráfico 6 mostramos la predicción dentro de la muestra efectuada por ambos modelos.

Gráfico 6
Predicción



En el área sombreada se encuentra la predicción fuera de la muestra para 5 meses.

Estas predicciones las podemos comparar con las variaciones efectivas observadas del IMACEC para ese período. En el cuadro 4 se muestra el cálculo de los errores de predicción cuadrados de cada modelo, a los que hemos incluido una predicción ingenua definida como la variación de 12 meses del IMACEC efectiva del mes correspondiente al año anterior a la predicción (la última variación disponible).

Nuestra conclusión aquí es que, en base al criterio del error medio y al criterio del error cuadrático medio, si se hubiese utilizado un modelo basado exclusivamente en la tasa promedio de 1 a 3 años, entonces se habría predicho en mejor medida la variación del IMACEC de los primeros 4 meses de 1998, superando al modelo completo y al modelo de predicción ingenua basado en una martingala. Respecto al modelo de la tasa corta con el IGPA, si bien se tiene un mejor ajuste *in-the-sample*, la predicción no es buena, debido a que como se sabe, esta es la desventaja de los modelos que usan un mayor número de parámetros.

Cuadro 4
Errores de predicción de los modelos

	REGRESORES			
	VAR12M	TASA CORTA	TASA CORTA + IGPA	INGENUA
1998:01	0,074	0,0850	0,0714	0,0880
1998:02	0,076	0,0852	0,0669	0,0890
1998:03	0,086	0,0850	0,0666	0,0864
1998:04	0,077	0,0811	0,0606	0,0861
Error Medio		-0,00582	0,01190	-0,00913
Desv. Est. Error Medio		0,00540	0,00756	0,00619
Media Errores Cuadrados		0,00006	0,00018	0,00011
Desv. Est. Errores Cuadrados		0,00006	0,00017	0,00009

8. Conclusiones

Es este trabajo hemos buscado relacionar el producto real chileno con algunas de las principales variables económicas y financieras. La hipótesis es que tanto la política monetaria como el comportamiento de los mercados financieros deben contener información previa respecto de subsecuentes *shocks* reales en el producto, Si bien éstas variables obedecen a interrelaciones simultáneas, información relevante para fines prácticos puede encontrarse en una modelación simple de una o dos variables explicativas.

Los resultados arrojaron una fuerte relación entre la tasa real de plazo medio (de entre 1 y 3 años) y el producto, la que si bien puede tener mucho sentido en Chile, no ocurre por ejemplo en los EEUU, donde efectivamente la pendiente de la estructura de tasas (el *spread*) contiene mayor información que la tasa de un período en particular. Esta observación probablemente se debe a peculiaridades y restricciones de una economía pequeña como la nuestra, las que se traducen en que el control de tasas de interés por parte de la autoridad tenga una mayor impacto en el sector real de la economía.

En efecto, a través de modelos de ajuste y predicción parsimoniosos, en el sentido que con sólo una o dos variables explicativas fue posible explicar entre un 60% y un 70% de la variación total en el crecimiento del producto,

obtuvimos que los cambios en la actividad económica parecen estar precedidos por cambios en la tasa de interés corta con mayor importancia con un rezago de alrededor de 6 meses.

Finalmente, nuestra posición es que el *spread* chileno debe contener aún más información, pero considerando que los estudios en esta área son pocos y recientes, y dado que las series de rendimientos de renta fija útiles no llegan a los 10 años, este es un problema que dejamos para investigaciones siguientes, en las que definiciones alternativas de rendimientos y de *spread* son importantes de analizar.

ANEXO

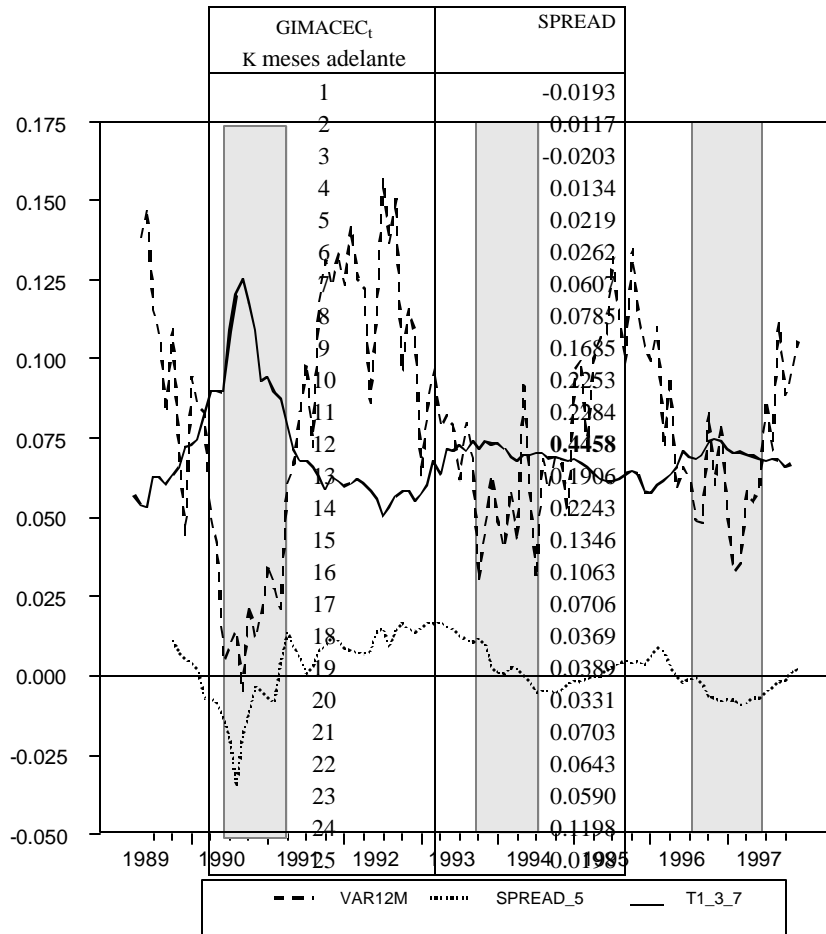
En el trabajo hemos usado la diferenciación anual para determinar el crecimiento del IMACEC. Sin embargo, es válido usar un procedimiento para confirmar si esta diferenciación es correcta. Para esto definimos la tasa de crecimiento del producto (expresado en términos anuales) respecto al producto existente k meses atrás ($GIMACEC_t$) como sigue:

$$GIMACEC(k)_t = 12/k * \log(IMACEC_t/IMACEC_{t-k})$$

donde $IMACEC_t$ = el nivel del índice en el mes t
 k = número de meses (1, 2, ..., 25)

En el siguiente cuadro mostramos las correlaciones cruzadas entre el *spread* de tasas y $GIMACEC_t$ para diferentes valores de k . Puesto que la máxima relación se encuentra con 12 rezagos mensuales, con una correlación 0,446, podemos concluir que efectivamente el *spread* explica en mejor medida el crecimiento del IMACEC sobre 12 meses, respecto de las otras variaciones.

Correlaciones cruzadas entre el SPREAD y el producto para distintos crecimientos del IMACEC



REFERENCIAS

ANDERSON, N., F, BREEDON, M, DEACON, A, DERRY y G, MURPHY (1996), *Estimating and Interpreting the Yield Curve*, John Wiley and Sons.

BARRO, R, (1990), "The Stock Market and Investment", *Review of Financial Studies* 3:115-131.

- CHEN, N., R, ROLL y S, ROSS (1986), "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business*, 59, 383-403.
- CHUMACERO, R, y J, QUIROZ (1996), "La tasa natural de crecimiento de la economía chilena: 1985-1996", *Cuadernos de Economía* 33(100): 453-472.
- COX, J., J, INGERSOLL, y S, ROSS (1985), "An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices", *Econometrica*, 53, 363-384.
- DUEKER, M, (1997), "Strengthening the Case for the Yield Curve as a Predictor of US Recessions", *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 79(2):41-51.
- ESTRELLA A, y G, HARDOUVELIS (1991), "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity", *The Journal of Finance* 46(2): 555-576.
- FAMA, E, (1984), "The Information in the Term Structure", *Journal of Financial Economics* 13: 509-528.
- (1990), "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity", *Journal of Finance*, 45: 1089-1108.
- FERNÁNDEZ, J, (1995), "El mercado accionario y los ciclos económicos en Chile: un análisis de cointegración", *Economía y Administración* (U, de Concepción) 45: 48-69.
- GRANGER, C., y P, NEWBOLD (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
- GREGOIRE, J, y L, LETELIER (1998), "Desempeño económico agregado y mercado accionario: un análisis empírico", *Cuadernos de Economía*, 35(105): 183-203.
- HAUBRICH, J, y A, DOMBROSKY (1996), "Predicting real Growth Using the Yield Curve, Federal Reserve Bank of Cleveland", *Economic Review*, 32(1): 26-35.

- HARVEY, C, (1988), "The Real Term Structure and Consumption Growth", *Journal of Financial Economics* 22: 305-333.
- JOHANSEN, S, (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-254.
- KIRBY, C, (1997), "Measuring the Predictable Variation in Stock and Bond Returns", *The Review of Financial Studies*, Vol, 10 N°3, pp, 579-630.
- NEWBY, W, y K, WEST (1987), "A Simple Positive-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55: 703-708.
- PLOSSER, C, y K, ROUWENHORST (1994), "International term Structures and Real Economic Growth", *Journal of Monetary Economics* 33: 135-55.
- ROSS, S, (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory* 13: 341-60.
- SORIA, K, y S, ZÚÑIGA (1999), "Estimación de la estructura temporal de tasas de interés en Chile, 1994-1997", *Estudios de Administración* (Universidad de Chile), 6(1): 25-50.
- WALKER, E, (1998), "Mercado accionario y crecimiento económico en Chile", *Cuadernos de Economía*, 35(104): 49-72.
- ZÚÑIGA, S, (1999a), "Modelos de la tasa de interés en Chile: una revisión", *Cuadernos de Economía*, 36(108): 875-893.
- ZÚÑIGA, S, (1999b), "Estimando un modelo de dos factores del tipo *Exponential-Affine* para la tasa de interés chilena", *Revista de Análisis Económico* (Ilades), 14(2): 117-133.