

## MERCADO ACCIONARIO Y CRECIMIENTO ECONOMICO EN CHILE\*

EDUARDO WALKER\*\*

### ABSTRACT

*Based on Chilean evidence, the paper concludes that historical stock returns are useful for explaining future production growth rates, up to two years in advance. Growth rates up to two years in the future significantly explain past returns. When variables that capture expected returns and shocks to discount rates are included, regression analysis is able to explain between 26% and 59% of stock return variability. Results are generally consistent with the previous literature but, given the biases that may be present in the coefficients of the future growth rates that explain returns, we cast doubt on the interpretation of the sign of the lagged interest rate, that relates it to the business cycle. The relationship between stock returns and future growth also gives an explanation to a possible "puzzle": the high first-order autocorrelations for monthly returns during the period 1990-1993 can be attributed to successive news about future production rates.*

### I. INTRODUCCIÓN

El presente artículo es de carácter empírico, utiliza datos chilenos y se inserta en la literatura que busca explicaciones "racionales", asociadas a variables macroeconómicas y financieras, para las variaciones de índices accionarios.

En los EE.UU. han existido diversos intentos por buscar relaciones entre variables macroeconómicas y retornos accionarios. El punto de vista utilizado para

\* Agradezco el financiamiento del Fondo de Investigación de la Vicerrectoría Académica de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Agradezco también a Salvador Valdés y Pablo Marshall sus comentarios y sugerencias. Los errores son de responsabilidad exclusiva del autor.

\*\* Ph. D. en Finanzas, Universidad de California, Berkeley. Profesor de la Escuela de Administración de la Pontificia Universidad Católica de Chile. email: ewalker@volcan.facea.puc.cl

el análisis puede tomar dos formas similares pero alternativas: a) ver hasta qué punto el crecimiento futuro afecta (“causa”) la rentabilidad histórica; o b) ver si el mercado accionario anticipa (y si por ende sus rentabilidades permiten “predecir”) el crecimiento futuro.

Con el primer punto de vista, Geske y Roll (1983), por ejemplo, buscan la relación entre la tasa de inflación (esperada e inesperada) y los retornos accionarios. Chen, Roll y Ross (1986) estiman con series de tiempo sensibilidades de acciones individuales a variables macroeconómicas (producción industrial; inflación esperada; inflación inesperada; tasa de interés real; estructura de tasas y cambios inesperados en la estructura de tasas) y luego utilizan dichas sensibilidades para explicar con éxito fuera de muestra el *cross-section* de las rentabilidades accionarias para portafolios agrupados por tamaño. Fama (1990) y Balvers, Cosimano y McDonald (1990) desarrollan un modelo que asocia los retornos a la producción futura. El primero, utiliza producción futura, *yields*, estructura de tasas y choques al *default spread* para explicar los retornos, encontrando un alto grado de poder explicativo.

Fama (*op. cit.*) ordena sus argumentos en torno a los modelos tradicionales de valoración de activos financieros. Estos reconocen las siguientes fuentes de variación en los precios: a) cambios imprevistos en los flujos esperados de caja; b) variaciones predecibles en los retornos, producto de cambios observables en las tasas de descuento; y c) cambios imprevistos en las tasas de descuento. Las regularidades empíricas analizadas aquí son clasificadas en estas mismas categorías. Los choques a los flujos esperados de caja son representados por variaciones en las tasas futuras de crecimiento en el nivel de actividad económica; las variaciones predecibles en las tasas de descuento se capturan a través del *dividend yield* y del nivel de las tasas de interés; los choques a las tasas de descuento se capturan esencialmente vía cambios en los niveles de tasas de interés. En el espíritu de Fama y French (1989) se identifican relaciones entre algunos componentes esperados e inesperados del ciclo económico y el movimiento agregado de los precios de las acciones.

Con el segundo enfoque, que analiza el poder predictivo de los retornos accionarios, Fama encuentra que éstos predicen el crecimiento en la producción futura. En el modelo de Balvers *et al.*, por su parte, los inversionistas anticipan los cambios en la producción futura y aceptan menores premios por riesgo en los activos financieros cuando hay un bajo crecimiento esperado a futuro y viceversa. Sin embargo, este último argumento requeriría de justificaciones adicionales tratándose de una economía pequeña y abierta a los movimientos de capital, como es el caso chileno.

Los resultados encontrados en el artículo permiten concluir que, también para Chile, la actividad futura, los niveles de tasas de interés, sus cambios y el *dividend yield* explican un porcentaje significativo de la variabilidad accionaria. Asimismo, se encuentra que los mercados financieros son “exitosos” prediciendo el nivel de actividad futuro hasta con aproximadamente dos años de anticipación.

El resto del artículo se organiza como sigue. La sección II presenta las variables que son utilizadas a lo largo del trabajo, junto con un breve análisis de las mismas. La sección III analiza la capacidad predictiva o de anticipación del crecimiento futuro que posee el mercado accionario. La sección IV ve la relación

entre rentabilidad y crecimiento económico futuro, incorporando además las variables representativas de las rentabilidades esperadas y de los “choques” en las tasas de descuento. La sección V concluye el trabajo.

## II. LAS VARIABLES

En lo principal, el análisis intenta relacionar las rentabilidades reales de índices accionarios agregados con el crecimiento económico. Las series más largas disponibles (de 1981 en adelante) corresponden a los índices de la Bolsa de Comercio de Santiago, Índice de Precios Selectivos de Acciones (IPSA), que representa a las cuarenta acciones más transadas, e Índice General de Precios de Acciones (IGPA), que representa a la totalidad de las acciones transadas. Las reseñas anuales de la Bolsa de Comercio incluyen las series históricas. La serie IPSA se presenta corregida hacia atrás por dividendos en la Reseña de 1995<sup>1</sup>. El IGPA no está corregido por dividendos. Tanto el IGPA como el IPSA ajustan trimestralmente la ponderación de cada acción, que es proporcional al patrimonio bursátil, pero que además pondera por la “presencia ajustada” y la cantidad de “acciones libres”. El Cuadro I muestra estadígrafos descriptivos. Para efectos de comparación, se incluye además un índice accionario<sup>2</sup>, disponible a partir de 1990, que representa una estrategia de comprar y mantener las acciones elegibles por los fondos de pensiones chilenos, en proporción a su capitalización de mercado. El Panel B del Cuadro 1, correspondiente al período 1990 a 1995, muestra la notable similitud (en especial la alta correlación) entre los tres índices accionarios considerados. Dado ello y que los resultados obtenidos en algunos test previos con los distintos índices son similares, en adelante se analiza sólo el índice IPSA, que tiene además las virtudes de estar ajustado por dividendos, de poseer una serie larga y de ser utilizado habitualmente en Chile.

Es interesante apreciar en el Panel B cómo la autocorrelación mensual de primer orden es relativamente alta y positiva (0,3) para los retornos de los tres índices accionarios. El orden de magnitud de las autocorrelaciones decae con los siguientes rezagos. Sin embargo a 24 y 48 meses la autocorrelación tiende a aumentar en tamaño y a ser negativa. Esto sugeriría algún grado de reversión a la media presente también en el mercado accionario chileno. Esta última evidencia no se aprecia, sin embargo, en el Panel A, que cubre el período más extenso. Para dicho período la autocorrelación mensual de primer orden es menor (0,15).

### A. Variables que reflejan el retorno esperado

Se consideraron dos variables como representativas de retornos esperados: la razón dividendo a precio (*dividend yield*) y el nivel de la tasa de interés. Existen pocas alternativas disponibles.

<sup>1</sup> Información obtenida del Departamento de Estudios de la Bolsa de Comercio de Santiago.

<sup>2</sup> Gentileza de AFP Habitat.

a) *DIV\_YIELD*. La serie se construyó sumando para cada mes los dividendos en efectivo repartidos durante los pasados doce meses móviles (lo que por cierto excluye crías liberadas), expresados en moneda homogénea, divididos por la capitalización de mercado. Como la capitalización de mercado agregada se tenía sólo para fines de cada año, se interpoló los valores para dicha variable en base a la trayectoria del IGPA durante el año. La serie resultante va de diciembre de 1983 a diciembre de 1995 y pretende representar al mercado accionario agregado, más que a algún índice en particular.

Hay dos justificaciones para el uso del *dividend yield* como indicador de rentabilidad esperada. En primer lugar, la literatura previa lo ha utilizado ampliamente, en general con éxito, como predictor de rentabilidades. En segundo lugar, en base a evidencia empírica chilena, puede afirmarse que el *dividend yield* obtenido de la forma anterior también es un buen predictor de la rentabilidad futura y, por ende, reflejaría la rentabilidad esperada en un contexto de expectativas racionales<sup>3</sup>. Por lo tanto, se espera que represente una función inversa del “nivel” del mercado bursátil: si el *dividend yield* fuera “bajo” (alto), las tasas de descuento de los flujos futuros y, por consiguiente, las rentabilidades esperadas, también lo serían. Podría pensarse que esta variable tiene limitaciones importantes, dado que en Chile existe la obligación de repartir un 30% de las utilidades; que los dividendos muchas veces se reparten a cuenta de utilidades de ejercicios anteriores; y que, con frecuencia, se pagan dividendos extraordinarios. Esto puede ser así. Sin embargo, el punto es que la medida poco refinada utilizada aquí para medir rentabilidad esperada entrega resultados significativos. Una medida más refinada probablemente entregaría resultados mejores. Por otro lado, como se arguye en Walker (1998), si se utilizara la relación utilidad/precio agregada, que mitiga algunos de los problemas potenciales descritos, se obtendrían resultados similares.

El Cuadro 1 entrega algunos indicadores. El *dividend yield* tiene una alta autocorrelación mensual (sobre 0,97) y decae lentamente junto con los rezagos, lo que en buena parte ocurre por construcción. A 24 meses, tanto en el Panel A como en el B, la autocorrelación sigue siendo positiva. A 48 meses, sin embargo, es negativa y, en el caso del panel B, dicho valor va precedido de uno positivo y alto a 36 meses.

b) *U12*. Es la tasa de interés de las letras hipotecarias reajustables a doce años (serie U12, que paga cupones trimestrales iguales) emitidas por el Banco del Estado de Chile. Se tienen las tasas de transacción de fines de mes desde julio de 1986. Para verificar su “representatividad” se la presenta junto al Pagaré Reajutable del Banco Central emitido a 10 años plazo, PRC10 cuya serie existe a partir de mayo de 1989<sup>4</sup>. La correlación entre la U12 y el PRC10 es 0,96. Asimismo, las correlaciones y autocorrelaciones muestran patrones similares, los que a su vez resultan ser parecidos en algunos aspectos a los del *dividend yield*. En efecto, en el Panel B, que muestra el período más reciente, la correlación de las dos tasas con el *dividend yield*

<sup>3</sup> Para una justificación más completa acerca del uso de esta variable, véase Walker (1998).

<sup>4</sup> Hasta abril de 1992 corresponde al PDP10.

CUADRO 1

CUADRO 1  
 MEDIAS, DESVIACIONES ESTANDAR, CORRELACIONES Y AUTOCORRELACIONES

GIMA\_T12M es el dato mensual para el crecimiento trimestral del Indicador Mensual de Actividad Económica (IMACEC) (1) con respecto al mismo trimestre del año anterior. PRC10 es la tasa de interés de fines de mes del Pagaré Reajutable del Banco Central a 10 años (2). U12 representa la tasa de interés de fines de mes de la Letra Hipotecaria del Banco del Estado de Chile, serie U12 (a 12 años) (2). R\_IND\_MCDO es el retorno mensual continuamente compuesto de un portafolio de acciones elegibles por los fondos de pensiones, ponderadas por su capitalización de mercado (2). R\_JGPA y R\_IPSA representan los retornos mensuales continuamente compuestos de los índices de precios accionarios General y Selectivo, elaborados por la Bolsa de Comercio de Santiago. (3). ln(DIVMENS) es el logaritmo natural del monto mensual repartido en dividendos en moneda de poder adquisitivo constante. (3). GDIV12M en cada mes es el crecimiento anual móvil de los dividendos recibidos durante el último año. DIV\_YIELD es la razón dividendos anuales móviles hasta el mes en curso divididos por la capitalización de mercado de todas las acciones transadas en la Bolsa de Comercio de Santiago (4).

A. PERIODO COMPLETO

ESTADIGRAFOS	Obs.	Promedio Mensual Real	Desviación estándar	Autocorrelaciones para rezagos mensuales											
				1	2	3	4	5	6	12	24	36	48		
GIMA_T12M	109	0.0701	0.0314	0.9520	0.8702	0.7745	0.6942	0.6035	0.4973	-0.2986	-0.5750	0.3984	0.3158		
PRC10	83	0.0687	0.0101	0.9354	0.8600	0.7693	0.6710	0.5613	0.4576	-0.1181	-0.2165	0.8740	-0.2632		
U12	117	0.0661	0.0088	0.9284	0.8482	0.7863	0.7107	0.6357	0.5455	0.0433	-0.4203	0.0457	-0.1198		
R_IND_MCDO	76	0.0309	0.0678	0.3275	-0.0271	0.0659	-0.0178	-0.0302	0.0839	0.0137	-0.0662	0.1429	-0.2197		
R_JGPA	180	0.0091	0.0815	0.1587	-0.1254	-0.0353	-0.0301	-0.0135	0.1301	0.1553	-0.0203	0.0097	0.0395		
R_IPSA	180	0.0161	0.0883	0.1769	0.0616	-0.0999	0.0644	-0.0070	0.2466	0.1258	0.0465	0.0979	0.0245		
ln (DIV MENS)	181	16.4671	2.3535	0.3348	0.2695	0.4966	0.3634	0.4686	0.3119	0.4914	0.3588	0.4006	0.4683		
GDIV 12M	169	0.0976	0.3673	0.9612	0.9358	0.9227	0.8926	0.8600	0.8280	0.6008	0.1434	-0.2815	-0.5611		
DIV_YIELD	133	0.0653	0.0300	0.9773	0.9431	0.9142	0.8889	0.8697	0.8493	0.6781	0.2725	-0.0771	-0.3427		

CORRELACIONES		GIMA_T12M	PRC10	U12	R_IND_MCDO	R_JGPA	R_IPSA	ln(DIV/MENS)	GDIV 12M	DIV_YIELD
GIMA_T12M	1									
PRC10		-0.0603	1							
U12		0.9644		1						
R_IND_MCDO					1					
R_JGPA						1				
R_IPSA							1			
ln (DIV MENS)								1		
GDIV 12M									1	
DIV_YIELD										1

(1) Fuente de datos originales: Banco Central de Chile.  
 (2) Fuente de datos originales : gentileza de AFP Habitat.  
 (3) Fuente de datos originales : Bolsa de Comercio de Santiago. Reseñas Anuales, 1995 y 1991.  
 (4) Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Bolsa de Comercio de Santiago.



es superior a 0,7. Por otro lado, las autocorrelaciones decaen, manteniéndose positivas, hasta el mes 6. Vuelven a ser positivas y altas con un rezago de tres años. Son negativas con 12, 24 y 48 meses de rezago. Con el *dividend yield* comparten el patrón de alta autocorrelación para rezagos cortos, la autocorrelación fuertemente positiva con 36 meses de rezago y la autocorrelación negativa a 48 meses. La gran diferencia con el *dividend yield* es que, en el caso de las tasas, las autocorrelaciones decaen más rápido, llegando a ser negativas a 12 meses (o pequeñas, en el caso del período completo). Lo anterior sugiere que, probablemente, estas variables capturen componentes distintos de los retornos esperados para las acciones.

Fama y French (1989) utilizan además el *spread* entre una tasa de largo plazo y una de corto plazo como indicador de retorno esperado, relacionado con el ciclo económico. En el caso chileno, puesto que la mayor parte del período considerado la tasa de interés de corto plazo se encontraba controlada por el Banco Central, pierde sentido el uso de la diferencia de tasas, ya que habría cambios en el indicador, producto de cambios discrecionales en la política de dicho organismo. Estos autores demuestran que el *spread* es bajo cerca de los *peaks* en el crecimiento económico y alto cerca de los valles. En nuestro caso, la variable explicativa es sólo una parte del *spread*. Al igual que en los EE.UU., en Chile se encuentra que cerca de los *peaks* de crecimiento el *spread* es negativo, con altos niveles absolutos para las tasas de interés y, cerca de los valles, el *spread* es positivo con menores niveles de tasas. Por ende, dada una correlación negativa entre niveles de tasas y el *spread*, nuestros resultados deberían tener el signo opuesto a los de Fama (1990). Fama y French además utilizan el “*default spread*”, una especie de premio por riesgo de quiebra, que se obtiene como la diferencia de tasas entre bonos estatales y privados. En Chile no existe una serie continua que permita incorporar esta variable. Sin embargo, dichos autores encuentran que el *dividend yield* y el *default spread* son buenos sustitutos entre sí.

### B. *Cambios en las tasas de descuento*

Al igual que Fama (1990), como choques a las tasas de descuento se utiliza el cambio en la tasa de interés (U12, en nuestro caso) correspondiente al período que se esté analizando. Con datos mensuales, se utiliza el cambio mensual, y con trimestrales, el cambio trimestral. Identificar la sorpresa en las tasas de interés con su cambio absoluto se justifica porque, como primera aproximación, las tasas de interés siguen un camino aleatorio.

Tiene menos sentido utilizar los cambios en el *dividend yield* como choque a las tasas de descuento, porque la mayor parte de las variaciones en dicha variable se debe a cambios en los propios precios de las acciones, que precisamente es lo que se desea explicar.

### C. *Cambios en los flujos esperados de caja*

En la medida que los indicadores de actividad disponibles constituyan información útil, éstos deberían guardar algún grado de relación con los resultados (flujos de caja) efectivamente obtenidos por las empresas. Una buena predicción

para dicho indicador sería, por lo tanto, valiosa para predecir los resultados futuros de las empresas<sup>5</sup>. Así ocurriría que los cambios esperados a futuro para el indicador de actividad estarían correlacionados con los cambios esperados a futuro para los resultados de las empresas. Por lo tanto, un “alto” retorno hoy podría estar prediciendo una o más “altas” tasas de crecimiento futuro en el indicador y, viceversa, altos crecimientos futuros implicarían altos retornos hoy. Aquí se utilizan los indicadores de producción futura en el mismo sentido que Geske y Roll (1983) y Fama y French (1990).

El principal índice de actividad económica utilizado en Chile es el IMACEC, Indicador Mensual de Actividad Económica, y es elaborado por el Banco Central. Existe desde diciembre de 1985 (Base = 100). Este se conoce públicamente todos los meses, con dos de rezago. Para su política monetaria, el Banco Central sigue de cerca este indicador. Cuando las tasas de crecimiento son consideradas “muy altas”, el Banco Central induce aumentos en las tasas de interés de corto plazo. En este sentido, un IMACEC “alto” previsto para el corto plazo es una mala noticia, al menos cuando la economía se encuentra creciendo aceleradamente, tal como ha ocurrido con sólo pequeñas pausas en Chile desde 1985. De hecho, ambos paneles del Cuadro 1 muestran la correlación negativa contemporánea entre los retornos accionarios y el crecimiento del IMACEC. Probablemente éste sea un efecto indirecto, a través de las tasas de descuento<sup>6</sup>. Sin embargo, es posible imaginar un segundo impacto negativo de corto plazo, de carácter más directo. Si se supone, por ejemplo, que el total producido por la economía en los siguientes dos años está dado, un alto crecimiento presente implicaría un menor crecimiento futuro. Dado un nivel relativamente fijo en las utilidades previstas para las empresas a corto plazo, el menor crecimiento futuro implicaría utilidades futuras menores a las esperadas. Para plazos mayores, sin embargo, altas tasas esperadas de crecimiento en el IMACEC serían consideradas como una buena noticia, ya que permitirían esperar mayores flujos de caja a futuro.

Las tasas de crecimiento analizadas en el Cuadro 1 corresponden a trimestres móviles con respecto al mismo período del año anterior. Se utiliza este guarismo para corregir los problemas de estacionalidad que son muy fuertes en el índice. Es interesante apreciar los ciclos económicos que parecen deducirse de las autocorrelaciones. Hasta con seis meses de rezago, las autocorrelaciones son positivas; a 12 y 24 meses, progresivamente más negativas; y a 36 y 48 meses son positivas nuevamente. Esto da alguna credibilidad a nuestra segunda interpretación acerca de por qué una alta tasa de crecimiento actual en el IMACEC es mala noticia, ya que estaría correlacionada con un crecimiento menor para dos años en el futuro.

5 Es incluso posible que dichos indicadores sean menos “ruidosos” para predecir los resultados futuros agregados de las empresas que sus propias utilidades, producto de normas contables tales como la “Corrección Monetaria” en el caso de Chile, lo que muchas veces dificulta la interpretación de los resultados.

6 Esta aparente contradicción es similar en espíritu a la explicación que encuentran Geske y Roll (1983) a por qué altas tasas de inflación esperadas tienden a deprimir el mercado bursátil en EE.UU., a pesar de ser éstos activos reales. El vínculo sería indirecto, a través de la monetización del déficit fiscal como producto de “choques” reales en el nivel de actividad.



## III. ANTICIPACIÓN DE LA RENTABILIDAD ACCIONARIA AL CRECIMIENTO FUTURO

En Chile ha sido poco estudiada la relación que existe entre la rentabilidad del mercado accionario y el crecimiento económico. La principal hipótesis que al respecto se plantea aquí es que el mercado accionario anticipa en forma significativa el crecimiento futuro. Esto debería manifestarse tanto en la capacidad de los retornos accionarios de predecir el crecimiento futuro (sección III) como en que las tasas de crecimiento futuro ayuden a explicar la rentabilidad pasada de los índices accionarios (sección IV). Evidentemente, hay otras razones que explican las variaciones de precios, ajenas a la producción futura, tal como ocurriría con un choque exógeno a las tasas de descuento. Por lo tanto, no puede esperarse que toda la variación histórica de precios responda a anticipaciones del crecimiento futuro. También es posible que exista crecimiento futuro irrelevante desde la perspectiva de los inversionistas en acciones, ya que nada garantiza la correspondencia entre las composiciones sectoriales de los índices de producción y accionario.

Para la especificación de la forma funcional de la relación entre estas variables (válida tanto aquí como en la próxima sección), es importante tener en cuenta el siguiente resultado de Fama (1990, p. 1.090):

“Si la información sobre la producción de algún mes en el futuro va apareciendo a través del tiempo, entonces la producción de dicho mes afectará el retorno de muchos meses previos. Así, un retorno mensual dado contiene información sobre muchas tasas de crecimiento en el futuro, pero retornos adyacentes tienen información adicional sobre la misma tasa de crecimiento de la producción...la proporción de la variación en los retornos, producto de información sobre producción, se captura mejor cuando retornos de mayor plazo son *regresionados* sobre producciones futuras”<sup>7</sup>.

Lo anterior sugiere utilizar varios rezagos para las variables explicativas en las regresiones que relacionan producción y rentabilidad accionaria.

Es importante destacar que en el siguiente ejercicio se intenta predecir el crecimiento futuro en base a rentabilidades accionarias rezagadas *sin controlar* por choques a las tasas de descuento o niveles de rentabilidad esperada (vía *dividend yield* y tasa de interés), por lo siguiente: i) si se controla por tasas de interés, y se incluye su nivel y su cambio en la ecuación de regresión, al final no resulta claro si la capacidad predictiva es del mercado accionario o de las tasas. En todo caso, se esperaría que el impacto de los cambios en las tasas de interés sí estuviera incorporado en los retornos; ii) si se incluye el *dividend yield* para controlar por el nivel de la rentabilidad esperada a futuro se produce multicolinealidad, ya que en el corto plazo prácticamente toda la variación en el *yield* es atribuible a los retornos accionarios. Asimismo, los retornos rezagados quedan incorporados en el denominador de dicha variable. En todo caso, en la próxima sección la variable dependiente es el retorno accionario y entonces sí corresponde controlar por estas variables.

7

Traducción del autor.

El Cuadro 2 muestra los resultados de regresiones que explican el crecimiento futuro del IMACEC, mensual y trimestral, en base a rentabilidades trimestrales del IPSA, con rezagos de entre 1 y 8 trimestres. Se utilizan rentabilidades trimestrales y no mensuales para hacer la representación más parsimoniosa y, además, porque se espera que retornos para frecuencias menores posean más información sobre la producción futura, conforme a lo discutido anteriormente. El gran problema que tienen las regresiones de niveles en este caso, es que crecimiento trimestral móvil se encuentra muy altamente autocorrelacionado (en gran parte por construcción), y este inconveniente permanece en los errores de la regresión. Para solucionarlo, se optó por formular las ecuaciones en diferencias y además incluir la variable dependiente rezagada. Los resultados deben interpretarse como la capacidad de los retornos accionarios de prever lo que pasará con aquella parte de la producción futura que no puede ser predicha por la propia variable endógena rezagada. Por otra parte, los test-t se presentan corregidos por la heteroscedasticidad que probablemente está presente en este período. La ecuación estimada es la siguiente:

$$(1) \quad g_t - g_{t-1} = a_0 + a_1(g_{t-1} - g_{t-2}) + \sum_{j=1}^8 b_j (r_{t-3j,t-(3j+3)}) + u_t$$

Aquí  $g$  representa la tasa de crecimiento trimestral del IMACEC con respecto al mismo período del año anterior, y los retornos  $r$  corresponden a trimestres rezagados, partiendo con al menos un trimestre de rezago.

Los resultados muestran un poder predictivo significativo del índice accionario con hasta siete trimestres de anticipación. La última línea muestra un test de razón de verosimilitud para la hipótesis de que el IPSA es redundante en la ecuación. En ambos casos se rechaza al 5%. Asimismo, los test CUSUM (no presentados) no muestran evidencia de cambio estructural en el período.

Para la regresión mensual, la suma de coeficientes es 0,12, siendo significativa al 2%, una cola. El valor anterior, ajustado por la variable endógena rezagada (que tiene un coeficiente de 0,35), implica que, *ceteris paribus*, un retorno de 10% estaría asociado con una mayor producción futura de 1,85%, en base anual, repartida durante los dos años siguientes. Basados en datos trimestrales se obtiene un mayor  $R^2$ , tal como lo predecirían los resultados de Fama, *op. cit.*, pero probablemente esto sólo se deba al menor número de observaciones, ya que el  $R^2$  ajustado es menor. Sin embargo, la suma de coeficientes para el IPSA es significativa al 1% e igual a 0,37. Esto duplica aproximadamente el resultado para la regresión mensual, lo que no parece plausible. Por lo tanto, los resultados de la regresión mensual parecen más confiables, dada la mayor cantidad de grados de libertad. Es importante destacar que la regresión en niveles mostraría poderes explicativos aparentemente mucho mayores, por lo que un  $R^2$  cercano a 0,3 para una regresión en diferencias no necesariamente es “bajo”.

Existe una hipótesis alternativa a la de una simple capacidad predictiva del mercado accionario: es posible que una mayor riqueza bursátil *cause* mayores niveles futuros de crecimiento y no sólo los *refleje*. El mecanismo sería una suerte de círculo virtuoso, mediante el cual una mayor riqueza presente implica mayores demandas por bienes y servicios en el presente y en el futuro, lo que a su vez implica

CUADRO 2  
 CRECIMIENTO EN LA ACTIVIDAD FUTURA EXPLICADO POR LA VARIACION DE  
 PRECIOS DE ACCIONES

Se presentan regresiones que explican el cambio en la tasa de crecimiento del IMACEC, mensual y trimestral (DCR\_JMA), basadas en una constante, la misma variable rezagada en un periodo, y el cambio en la rentabilidad trimestral del IPSA entre dos meses consecutivos (mes anterior y el correspondiente al de fines del trimestre, en el caso trimestral) (DQRIPSA). Para DQRIPSA(k), k representa el número de meses de rezago. Los números de la penúltima fila representan la hipótesis de que la suma de coeficientes que acompaña al IPSA es cero. La última fila verifica si el IGPA es redundante. Los estadígrafos t se encuentran ajustados por heteroscedasticidad.

Variable Dependiente	DCR_JMA Mensual: 1987:04 a 1995:12		DCR_JMA Trimestral: 1987:02 a 1995:12	
	Coefficiente	test-t	Coefficiente	test-t
N Obs.		105		34
R **2		0.2977		0.3563
R bar**2		0.2305		0.1149
Durbin-Watson		1.9163		1.8745
<b>Variables Independientes</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>test-t</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>test-t</b>
Constant	0.0002	0.2824	0.0023	0.6646
DCR_JMA(1)	0.3513	3.7292	-0.0258	-0.2166
DQRIPSA(3)	0.0061	0.5458	0.0229	1.0887
DQRIPSA(6)	0.0164	1.1347	0.0717	2.6506
DQRIPSA(9)	0.0131	2.0613	0.0412	1.7637
DQRIPSA(12)	0.0328	3.2636	0.0687	2.3371
DQRIPSA(15)	0.0124	1.1520	0.0485	2.1840
DQRIPSA(18)	0.0091	0.7877	0.0362	1.6411
DQRIPSA(21)	0.0225	2.0711	0.0568	2.8477
DQRIPSA(24)	0.0077	0.8955	0.0207	1.2364
Suma de coeficientes del IPSA es cero	0.1200	2.0457	0.3666	3.0557
DQRIPSA es redundante	log-likelihood p-value	16.4401 0.0365	log-likelihood p-value	16.0395 0.0482

mayor producción y nivel de riqueza. No parece ser posible separar las dos hipótesis anteriores a estas alturas.

#### IV RENTABILIDAD ESPERADA, CAMBIOS EN LAS TASAS DE DESCUENTO Y CRECIMIENTO FUTURO

A continuación se analizan conjuntamente los determinantes de la rentabilidad accionaria que se deducirían de un modelo simple de valoración de activos. Podrá recordarse que, como *proxy* para la rentabilidad esperada, se utilizan el nivel de la tasa de interés y el nivel del *dividend yield*. Como “choque” a la tasa de descuento se utilizan los cambios en las tasas de interés y, como *proxy* de los cambios en flujos esperados de caja, se toma el crecimiento futuro del IMACEC.

El Cuadro 3 presenta los resultados para rentabilidades mensuales, trimestrales y anuales. Las regresiones mensuales se presentan además en dos períodos. Ya que se utilizan hasta dos años de adelanto en el crecimiento del IMACEC, las regresiones sólo abarcan hasta diciembre de 1993. Las ecuaciones estimadas tienen la siguiente forma:

$$(2) \quad r_t = b_0 + b_1 \text{yield}_{t-k} + b_2 \text{tasa}_{t-k} + b_3 \Delta \text{tasa}_t + \sum_{j=1}^8 a_j (g_{t+3j, t+(3j+3)}) + e_t$$

donde el *dividend yield* y el nivel de la tasa de interés (U12) se encuentran rezagados en un período ( $k$ , que puede ser un mes, trimestre o año), el cambio en la tasa de interés corresponde a la respectiva unidad de tiempo (cambio en el último mes, trimestre, año) y las tasas de crecimiento futuro están adelantadas entre uno y ocho trimestres.

##### A. Rentabilidades esperadas

Excepto para la primera regresión mensual, que abarca el período completo y excluye la producción futura, el *dividend yield* aparece como un predictor significativo de los retornos futuros. La evidencia sería consistente con la hipótesis de que esta variable captura las rentabilidades esperadas y también con la evidencia internacional (ver, por ejemplo, Shiller (1984), Campbell y Shiller (1988), Fama y French (1988b, 1989), Fama (1990), Hodrick (1992)). El que su poder explicativo aumente y mantenga el signo positivo al incorporar la producción futura, sugiere que un *dividend yield* “bajo” no significa simplemente que a futuro se esperen mayores dividendos, en la medida que la producción futura permita “controlar” por los flujos esperados de caja. Un *dividend yield* bajo estaría representando efectivamente una menor rentabilidad esperada.

Nuestro segundo *proxy* para la rentabilidad esperada, el nivel de la tasa de interés, tendría un signo consistente con los resultados de Fama y French (1989) y Fama (1990), ya que los niveles de las tasas de interés de largo plazo tienden a

CUADRO 3  
DETERMINANTES DE LA RENTABILIDAD ACCIONARIA

Regresiones que explican la rentabilidad del índice accionario IPSA en base al *dividend yield* (DIV\_YIELD) rezagado en un período (mes, trimestre o año, según corresponda), el nivel de la tasa de interés U12 rezagado en un período (según período correspondiente), el cambio en la tasa de interés entre fines de período y fines del período anterior (DU12) y las tasas de crecimiento en la producción futura medida por el IMACEC (CR\_IMA). Las regresiones del Panel A utilizan datos mensuales y las del Panel B, trimestrales y anuales móviles en diferencias trimestrales. Los números entre paréntesis que acompañan a CR\_IMA(-k) representan los meses de adelanto, k. En el caso de las regresiones anuales, las variables explicativas también son en diferencias, y se formulan de ese modo para corregir problemas de autocorrelación originados en el traslape. Los números de las últimas filas representan la hipótesis de que la suma de todos los coeficientes que acompañan al crecimiento del IMACEC son cero. Los estadígrafos t se encuentran ajustados por heteroscedasticidad (White, 1980).

Variable Dependiente	RIPSA					
	Mensual: 1986:12 a 1993:12		Mensual: 1990:01 a 1993:12			
N Obs	85	85	48	48	48	48
R**2	0.1185	0.2686	0.2346	0.2346	0.5872	0.5872
R bar **2	0.0858	0.1584	0.1824	0.1824	0.4611	0.4611
Durbin-Watson	1.2801	1.4198	1.2223	1.2223	2.1415	2.1415
Variables Independientes	Coefficiente	test-t	Coefficiente	test-t	Coefficiente	test-t
Constant	0.1261	1.9764	-0.0410	-0.2714	0.2495	0.6022
DIV_YIELD{1}	0.3659	1.2671	0.5821	1.8608	0.9589	2.9129
U12{1}	-1.8179	-1.9414	-1.2156	-0.8645	-3.9339	-2.4568
DU12	-7.8169	-2.8439	-7.4602	-2.5638	-7.2866	-4.4287
CR_IMA{-3}			-0.3718	-0.5213	0.0750	0.1242
CR_IMA{-6}			1.8374	3.1719	3.6928	5.3798
CR_IMA{-9}			-0.9897	-1.6792	-0.8469	-0.9876
CR_IMA{-12}			0.7808	1.0363	-1.3437	-1.6413
CR_IMA{-15}			-0.4580	-0.5552	-1.4488	-1.5569
CR_IMA{-18}			-0.5420	-0.8009	-0.7106	-0.9975
CR_IMA{-21}			0.9481	1.2131	2.8318	4.4416
CR_IMA{-24}			0.3770	0.5969	1.3112	1.8370
Hipótesis: coeficientes del IMACEC son cero						
Regresión excluyendo U12{1}			1.5818	1.6559	3.5609	2.9351
Regresión excluyendo U12{1} y DU12			1.9879	2.3254	5.3428	4.7457
			1.7932	2.0856	4.5148	3.7723

CUADRO 3 (Continuación)  
DETERMINANTES DE LA RENTABILIDAD ACCIONARIA

Variable Dependiente	QRIPSA Trimestral: 1986:4 a 1993:4		DRANUAL Trimestral: 1987:4 a 1993:4	
	29	29	25	25
N Obs		0.4144	0.3313	0.5749
R**2	0.1255	0.0354	0.2358	0.2153
R bar **2	0.0206	2.0303	1.3524	1.6019
Durbin-Watson	2.2100			
<b>Variables Independientes</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>test-t</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>test-t</b>
Constant	0.4060	1.9805	-0.0054	0.0075
DIV_YIELD(1)	1.3251	1.6057	8.6761	6.2073
UI2(1)	-6.1380	-2.1765	-16.2103	-9.1116
DUI2	-8.0337	-1.2314	-11.8385	-3.9574
CR_IMA(-3)		0.1843	0.1413	5.1142
CR_IMA(-6)		3.4182	1.7892	4.4699
CR_IMA(-9)		-1.9098	-1.3325	-0.7614
CR_IMA(-12)		1.4596	0.7690	0.1306
CR_IMA(-15)		-1.0083	-0.5874	0.1513
CR_IMA(-18)		-0.6473	-0.2858	1.8011
CR_IMA(-21)		2.3293	1.5056	3.3490
CR_IMA(-24)		1.2013	0.7455	2.0189
Hipótesis: coeficientes del IMACEC son cero				
Regresión excluyendo UI2(1)		5.0273	1.8660	16.2736
Regresión excluyendo UI2(1) y DUI2		6.4658	2.6443	18.1898
		6.5498	2.5397	16.0539
				2.6465

elevarse (junto con *spreads* bajos o negativos) en períodos de alto crecimiento económico. La U12 representaría así un componente de la rentabilidad esperada asociado al ciclo económico. La evidencia indicaría que, en forma relativamente persistente a través de las regresiones, la tasa U12 rezagada en un año tiene un coeficiente negativo. Sin embargo es significativo sólo en las regresiones mensuales y en la trimestral que no utiliza producción futura. En todo caso, esto podría significar que, cerca de los *peaks* de crecimiento económico, los premios por riesgo, por sobre la tasa de largo plazo, son menores y, cerca de los valles, mayores.

Resultados no mostrados indican que, al sacar la tasa de interés de las regresiones, la significancia del *dividend yield* no se ve afectada, a pesar de la alta correlación existente entre ambas. Este hecho, unido a que tienen signo contrario, indicaría que ambas variables posiblemente capturen elementos distintos de las rentabilidades esperadas. No obstante, lo que sí ocurre al eliminar dicha variable de las regresiones, es que el poder explicativo de la producción futura aumenta, al igual que la suma de sus coeficientes. Es decir, una “alta” U12 podría estar representando, además o alternativamente, un “bajo” crecimiento *esperado* a futuro. Por lo tanto, el que mantenga su significancia en las regresiones mensuales que incluyen crecimiento futuro efectivo puede deberse también a la existencia del sesgo que se produce por utilizar el crecimiento futuro efectivo en lugar del esperado (ver sección E, a continuación).

El signo negativo de la tasa de interés rezagada en un año como variable explicativa de la rentabilidad accionaria futura ha sido asociada a la hipótesis de ingreso permanente o de suavizamiento intertemporal del consumo:<sup>8</sup> el mayor ingreso cerca de los *peaks* en el ciclo económico (cuando las tasas están “altas”) implicaría un mayor ahorro deseado, el que a su vez llevaría a exigir menores tasas de descuento y premios por riesgo a las acciones, lo que posteriormente se reflejaría en menores rentabilidades. Por el lado productivo, las tasas de interés se encontrarían “altas” por una “alta” demanda de financiamiento de proyectos, los que a su vez ofrecerían rentabilidades menores (tal vez sólo ligeramente por sobre la tasa de interés de la deuda), dada una rentabilidad marginal decreciente para los proyectos de inversión.

Sin embargo, salvo que el ciclo económico local coincidiera con el mundial o que hubiera un fuerte sesgo local, dicha interpretación es problemática en una economía abierta a los movimientos de capital accionarios, puesto que las acciones locales también las compran inversionistas internacionales y, por otro lado, algunos inversionistas nacionales pueden comprar acciones en el resto del mundo. Es decir, no estaría claro por qué los inversionistas deberían aceptar los menores premios por riesgo.

Una posible forma de reconciliar dichos enfoques tendría que pasar por una diferencia en las apreciaciones de rentabilidad entre inversionistas locales y foráneos, lo que implica hacer un juicio acerca del tipo de cambio esperado a futuro, que a su vez se relacione con el ciclo económico. Si fuera cierto que cerca de los *peaks* de

<sup>8</sup> Ver, por ejemplo, Balvers y Cosimano (1990).

crecimiento económico los inversionistas locales están dispuestos a aceptar menores premios por riesgo<sup>9</sup>, sin que los inversionistas foráneos realicen una masiva sustitución hacia inversiones en otros países, sería necesario que el menor premio por riesgo en moneda local estuviera aparejado a una apreciación esperada en dicha moneda. Este puede ser un interesante tópico para investigaciones futuras.

### B. *Cambios en las tasas de descuento*

La tercera variable incorporada corresponde al cambio en la tasa de interés en el período (último mes, trimestre o año, según corresponda). En las regresiones mensuales resulta ser una variable muy significativa con valor negativo. En las regresiones trimestrales y anuales mantienen su signo pero no su significancia. Es decir, los “choques” de la tasa de interés generan pérdidas de capital en el mercado accionario, según lo esperado, al menos en el corto plazo. Para verificar si los cambios en tasas de interés también son un *proxy* para cambios futuros en el nivel de producción, se puede ver cómo varía la significancia de esta última al omitir el cambio en la tasa de interés de la regresión. En general se encuentra que, no sólo no sube la significancia de la producción futura, sino que disminuye. La producción futura, en conjunto con el cambio en la tasa de interés, explica una mayor fracción de la variabilidad de los retornos accionarios.

Es muy posible que el signo observado para la tasa de interés, unido a que las variaciones en dicha tasa aumentan la significancia de la producción futura, estén entregando indicaciones con respecto a crecimiento *esperado* a futuro, el que no siempre coincidirá con el crecimiento efectivo. Más adelante se verá que esto puede estar reflejando el sesgo que se produce en los coeficientes del crecimiento futuro al reemplazar valores esperados por efectivos.

### C. *Producción futura*

La producción futura aumenta los  $R^2$  ajustados de las regresiones y casi siempre resulta significativa. En conjunto la producción futura y los *proxy* para rentabilidades esperadas y choques a las tasas de descuento explican entre un 26% y un 59% de la variabilidad de los retornos del IPSA. Estos porcentajes son relativamente altos con respecto a lo que se puede esperar cuando se intenta explicar la serie de tiempo de un índice accionario agregado. También son relativamente altos al compararlos con los resultados de Fama (*op.cit.* p. 1.102), especialmente para las regresiones con datos mensuales.

Es interesante notar, particularmente en las regresiones mensuales, que al no incorporar la producción futura en las regresiones, los residuos muestran un persistente grado de autocorrelación. Sin embargo, ella desaparece al incorporar los

<sup>9</sup> Si las tasas de interés de corto plazo se encuentran arbitradas entre países, a los inversionistas internacionales sólo les resta comparar premios por riesgo.



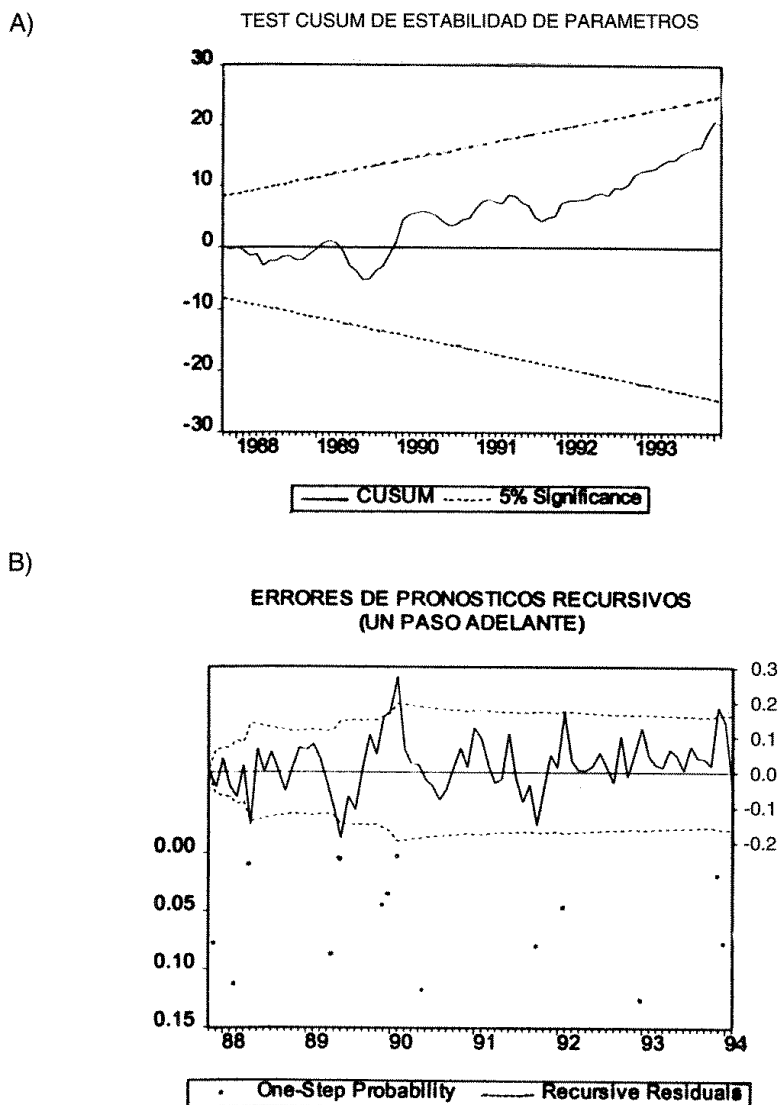
crecimientos futuros. Los años analizados fueron de grandes variaciones en el índice bursátil, seguidas de grandes vaivenes en las tasas de crecimiento. Es posible entonces que la autocorrelación detectada se deba a choques de información sobre crecimiento futuro con un fuerte componente autorregresivo.

En lo referente a los órdenes de magnitud, es interesante analizar las últimas tres líneas del Cuadro 3. En ellas se presenta la suma de los coeficientes del IMACEC futuro, junto con su significancia, bajo distintos supuestos. Según el modelo completo, los coeficientes indican que 1% de aumento permanente en la tasa de crecimiento del IMACEC implicaría 1,58% de rentabilidad mensual adicional (3,56% según estimaciones del subperíodo); 5,03% trimestral; o 16,3% anual, magnitudes que son relativamente consistentes entre sí, exceptuando el subperíodo.

#### D. *Análisis de estabilidad de parámetros*

Los Gráficos 1 (A y B) y 2 muestran algunos resultados en torno al tema de

GRAFICOS 1



de la estabilidad de los parámetros. La ecuación analizada corresponde a la de retornos mensuales (segunda y cuarta regresión del Cuadro 3). El objetivo es estudiar la robustez de la relación detectada entre crecimiento futuro y rentabilidad accionaria. Por los argumentos de Fama, se espera que si los resultados son robustos con datos mensuales, con mayor razón deberían serlo para las regresiones que consideran una periodicidad menor. Sin embargo, en este último caso el problema práctico radica en los escasos grados de libertad.

El Gráfico 1 A muestra el test *CUSUM* para los residuos. Con éste no se rechaza la hipótesis de estabilidad estructural, aunque se aprecia un error acumulado creciente (una persistente subestimación de la rentabilidad). El Gráfico 1 B realiza un test más estricto, ya que analiza proyecciones fuera de muestra, un paso a la vez. En ese caso se detectan situaciones en que sí parece haber habido cambios estructurales, o al menos eventos inesperados. Esto no es sorprendente, ya que aquí la variable dependiente es el retorno mensual de un índice accionario, el que, por su naturaleza, posee alta volatilidad. Eventos inesperados se detectarían a fines de 1989, de 1990 y hacia fines de 1994. Más aún, al realizar un test de Chow para analizar si hay diferencias significativas en los coeficientes post 1990 (la submuestra presentada en el Cuadro 3), se encuentra que sí las hay, a cualquier nivel de significancia. Al reestimar la ecuación a partir de 1990, el test de proyecciones fuera de muestra, un paso a la vez, sólo detecta el evento anormal de fines de 1994.

El Gráfico 2 muestra estimaciones recursivas para los parámetros, pero sólo de 1990 en adelante, dado el cambio estructural indicado anteriormente. Las variables que tienden a mantener su significancia en las estimaciones son el *dividend yield* (aunque la cota inferior del intervalo de confianza se acerca a cero), el cambio en la tasa de interés (a partir de mediados de 1992) y el crecimiento del IMACEC adelantado en 6 y en 21 meses, a partir de mediados de 1992.

En resumen, los resultados presentados anteriormente no parecen ser espurios.

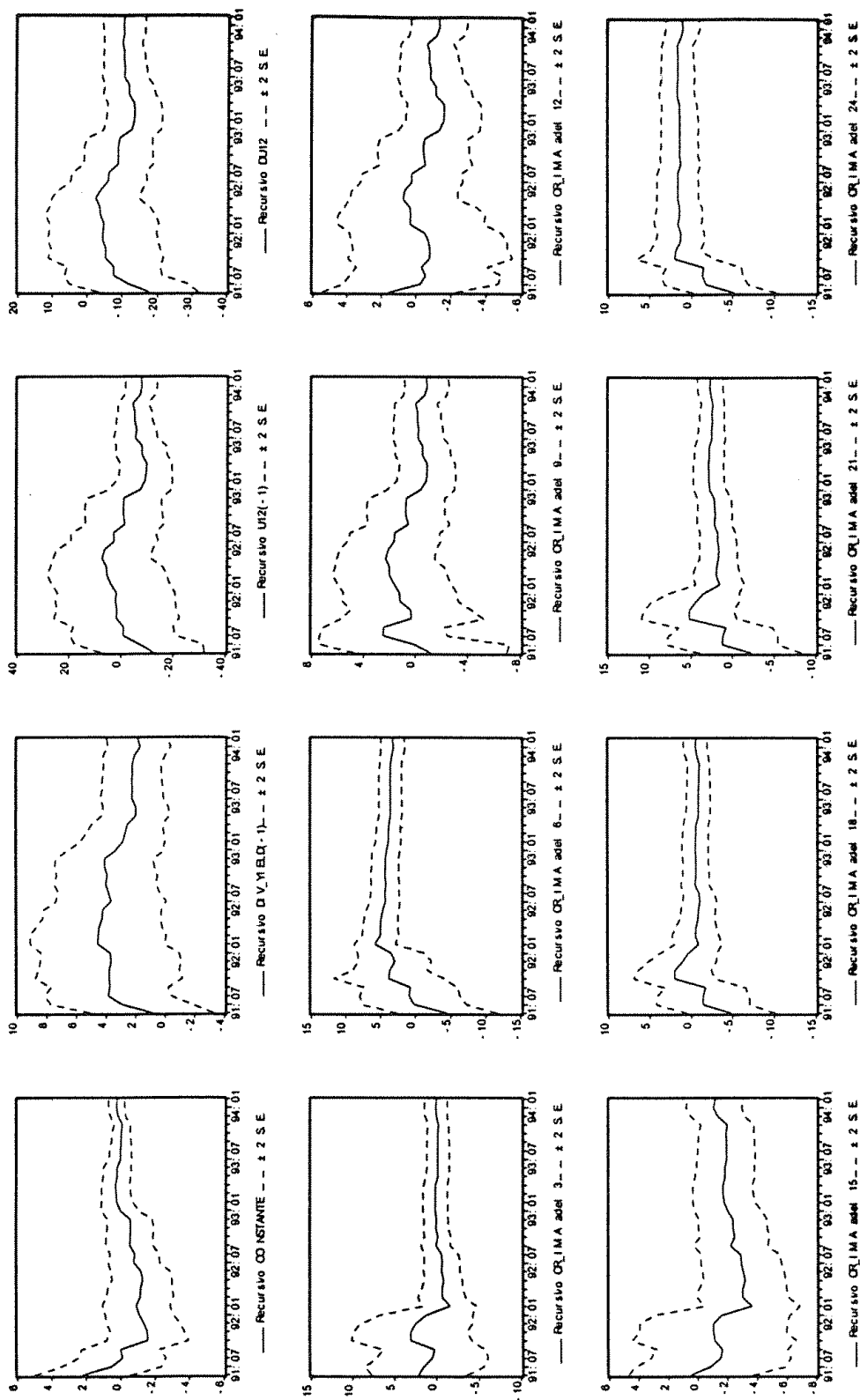
#### E. Magnitud de los posibles sesgos

El crecimiento futuro efectivo del IMACEC se ha utilizado como *proxy* para los flujos esperados de caja. Es sabido que reemplazar el valor esperado por el observado *ex post* tiende a sesgar los resultados. Este sesgo puede detectarse en que, al incorporar tanto el crecimiento pasado como el futuro y el resto de las variables que reflejan la rentabilidad esperada, el crecimiento rezagado del IMACEC aparece muy significativo (ver Cuadro 4). Si hubiera predicción perfecta del crecimiento futuro, por ejemplo, el crecimiento rezagado no sería significativo. Por otro lado, resultados no mostrados indican que si se incorpora además de las variables predictivas sólo el crecimiento rezagado, éste no es significativo.

A continuación se desarrolla un argumento que permitiría explicar el motivo para tal resultado, y se relaciona estrechamente con el eventual sesgo de las regresiones que utilizan como variable explicativa el crecimiento futuro.

Para explicar esto mejor, se desarrolla un pequeño modelo. Sea  $X^+$  el crecimiento futuro del producto y  $X^-$ , su historia. Se supone, para simplificar, que el crecimiento del producto sigue un proceso autorregresivo AR1:

GRAFICOS 2  
ESTIMACION RECURSIVA DE PARAMETROS



$$(3) \quad X^+ = \theta X^- + u$$

donde  $\theta$  es fijo y  $u$  es ruido blanco. Supongamos además que el retorno esperado ( $EY$ ) se relaciona con el crecimiento futuro esperado del producto en forma lineal, y que podemos escribir:

$$(4) \quad EY = a + bEX^+$$

con  $a$  y  $b$  constantes, lo que implica

$$(5) \quad Y = a + b\theta X^- + \varepsilon$$

Si la ecuación se plantea incorporando el valor futuro de  $X$  en lugar de la esperanza, es sabido que el valor esperado del estimador MICO de la pendiente en la ecuación de regresión:

$$(6) \quad Y = a + bX^+ + \varepsilon - bu$$

será sesgado e igual a

$$(7) \quad b' = b + \frac{\sigma_{\varepsilon u} - b\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \theta^2\sigma_x^2}$$

Ahora supongamos que en la regresión (5) se incorporan además valores pasados de  $X$ :

$$(8) \quad Y = a' + b'X^+ + cX^- + v$$

El valor poblacional para  $c$  corresponderá al de la regresión del error de la regresión (6) sobre el error de predicción de la regresión (3) ( $\varepsilon - bu$  sobre  $u$ ). La expresión para  $c$  es:

$$(9) \quad c = \frac{\sigma_{\varepsilon u} - b\sigma_u^2}{\sigma_u^2}$$

Por lo tanto, la expresión para el sesgo de la ecuación (7) pasa a ser:

$$(10) \quad b' - b = c(1 - R^2)$$

donde el  $R^2$  corresponde al de la ecuación de predicción (3).

La ecuación (10) nos indicaría que la significancia del crecimiento rezagado en las regresiones de retornos podría estar capturando el sesgo de los estimadores del impacto del crecimiento esperado futuro sobre la rentabilidad actual. Este sesgo debería extenderse a todas las otras variables que son útiles para predecir el

crecimiento futuro. En particular, permitiría explicar por qué la producción futura explica una mayor fracción de la variabilidad de la rentabilidad en conjunto con el cambio en las tasas de interés, ya que los cambios en las tasas de interés sin duda están relacionados a los crecimientos esperados a futuro. La duda es, por lo tanto, en qué medida los resultados presentados anteriormente están sesgados.

Un resultado interesante en este sentido es el rol del  $R^2$  de la ecuación de predicción del crecimiento futuro utilizada por el mercado, que es desconocida por el econometrista. Mientras mayor sea el poder predictivo, menor es el sesgo. El Cuadro 4 muestra un ejercicio de predicción del crecimiento de la actividad en base las mismas variables utilizadas para explicar los retornos accionarios. El  $R^2$  de la regresión es cercano a 0,9. El hecho de que haya una fuerte autocorrelación en los residuos sugiere que podría incrementarse aún más el poder explicativo de la regresión. Entonces, considerando que los órdenes de magnitud son similares para b y c, según la suma de los correspondientes coeficientes en la primera regresión del Cuadro 4, el sesgo no superaría el 10% del valor de dichos coeficientes. Esto ciertamente está dentro de un estrecho intervalo de confianza para el impacto del crecimiento futuro sobre los retornos. Por lo tanto, en este sentido el sesgo no sería significativo y no sería determinante en los resultados presentados.

## V. CONCLUSIONES

En base a evidencia chilena, el trabajo concluye que existe una relación biunívoca entre las tasas futuras de crecimiento de la producción y la rentabilidad accionaria. Las rentabilidades accionarias históricas son útiles para predecir el crecimiento futuro, con hasta dos años de anticipación. Por su parte, el crecimiento de la producción de hasta dos años en el futuro es significativo para explicar los retornos accionarios del pasado. Al incluir además variables que pretenden capturar la rentabilidad accionaria esperada (tales como la razón dividendo-precio o *dividend yield* y el nivel de la tasa de interés, ambos rezagados) y “choques” a las tasas de descuento, representados por cambios en las tasas de interés, se logra explicar un porcentaje importante de la variabilidad accionaria, el que va entre 26% y 59% según la periodicidad y los períodos considerados. Los resultados son consistentes, en general, con los de Fama (1990), Balvers, Cosimano y McDonald (1990), Fama y French (1989) y otros, incluyendo lo referido a la significativa correlación entre retornos futuros y *yield*, y el impacto negativo que tendría una alta tasa de interés un año antes sobre el retorno esperado. Sin embargo, otros resultados, unidos al sesgo potencial en los coeficientes sobre la producción futura, hacen dudar de las interpretaciones dadas en la literatura al signo de dicho coeficiente. El signo positivo sobre el *spread* entre tasas largas y cortas podría ser un *proxy* para el crecimiento futuro y no el reflejo de un premio por riesgo negativamente relacionado al ciclo económico, ya que incluir las tasas efectivas de crecimiento futuro en las regresiones no permite discernir entre las dos interpretaciones anteriores. Por último, un eventual “puzzle” puede explicarse razonablemente: la alta autocorrelación de primer orden detectada en los retornos accionarios mensuales durante el período 1990-1993 puede explicarse por noticias sucesivas acerca del crecimiento futuro.

CUADRO 4  
SESGOS EN LOS DETERMINANTES DE LA RENTABILIDAD ACCIONARIA Y  
PREDICCIÓN DEL IMACEC

El Cuadro 4 presenta regresiones que explican la rentabilidad del índice accionario IPSA basado en el *dividend yield* (DIV\_YIELD) rezagado en un período (mes, trimestre o año, según corresponda), el nivel de la tasa de interés U12 rezagada en un período (según período correspondiente), el cambio en la tasa de interés entre fines de período y fines del período anterior (DU12) y las tasas de crecimiento en la producción futura y pasada medida por el IMACEC (CR\_IMA). La misma regresión se repite para predecir el IMACEC. Los números entre paréntesis que acompañan a CR\_IMA{-k} representan los meses de adelanto(-)/rezago, k. En el caso de las regresiones anuales, las variables explicativas también son en diferencias, y se formulan de ese modo para corregir problemas de autocorrelación originados en el traslape. Los números de las últimas filas representan la hipótesis de que la suma de todos los coeficientes que acompañan al crecimiento del IMACEC son cero. Los estadígrafos t se encuentran ajustados por heteroscedasticidad (White, 1980), pero no por autocorrelación.

Variable Dependiente	RIPSA		CR_IMACEC	
	Mensual 89:11 a 93:12		Mensual 87:4 a 95:11	
N Obs		58		58
R**2		0.6364		0.8853
R bar **2		0.4546		0.8673
Durbin-Watson		2.5222		0.6683
Variables Independientes	Coefficiente	test-t	Coefficiente	test-t
Constant	-2.1345	-3.9661	0.0945	4.3146
DIV_YIELD{1}	3.1268	4.6218	-0.0042	-0.0646
U12{1}	0.2347	0.0843	-0.6569	-1.9406
DU12	-5.5650	-2.9884	0.5978	1.3486
CR_IMA{3}	1.2741	1.6986	0.7008	6.8397
CR_IMA{6}	1.8567	1.9362	-0.0001	-0.0000
CR_IMA{9}	3.2358	3.9604	0.4044	3.2662
CR_IMA{12}	0.9989	1.8768	-0.7831	-6.7310
CR_IMA{15}	1.7543	2.6389	0.0909	0.7707
CR_IMA{18}	-0.5125	-0.7235	-0.0785	-0.6873
CR_IMA{21}	1.5225	1.7028	0.2540	2.2819
CR_IMA{24}	2.3091	3.6426	-0.2935	-3.1755
CR_IMA{-3}	3.8348	4.3529		
CR_IMA{-6}	4.3354	4.8341		
CR_IMA{-9}	1.1315	0.9959		
CR_IMA{-12}	0.1953	0.2428		
CR_IMA{-15}	0.1817	0.1717		
CR_IMA{-18}	2.3926	2.5925		
CR_IMA{-21}	4.0978	4.4053		
CR_IMA{-24}	-0.7458	-0.9502		
Significancia suma coeficientes Imacec				
Rezagados	12.4389	4.5958		
Futuros	15.4233	5.4887		

## REFERENCIAS

- Ball, Ray y S.P. Kothari (1989), "Nonstationary expected returns: implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns". *Journal of Financial Economics*, 25, 51-74.
- Balvers, Ronald J.; Thomas F. Cosimano y Bill McDonald (1990), "Predicting stock returns in an efficient market". *The Journal of Finance*, 45, 4, September, 1109-1128.
- Bekaert, Geert y Robert Hodrick (1992), "Characterizing Predictable Components in Excess Returns on Equity and Foreign Exchange Markets". *Journal of Finance* (June) pp. 467-509.
- Chen, Nai-Fu; Richard Roll y Stephen A. Ross (1986), "Economic forces and the stock market". *Journal of Business*, 59, 3, 383-403.
- Cochrane, John H. (1991), "Volatility tests and efficient markets: a review essay." *NBER Working Paper Series*, Working Paper N° 3591, January.
- De Bondt, Werner F. M. y Richard Thaler (1985), "Does the stock market overreact?" *The Journal of Finance* 40, 793-805.
- De Bondt, Werner F. M. y Richard Thaler (1987), "Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality". *The Journal of Finance* 42, 557-581.
- Elton, Edwin J.; Martin J. Gruber y Christopher R. Blake (1995), "Fundamental economic variables, expected returns, and bond fund performance". *The Journal of Finance*. 50, 4, September, 1229-1256.
- Fama, Eugene F. (1976), *Foundations of Finance*, Basic Books, New York, N.Y.
- Fama, Eugene F. (1990), "Stock returns, expected returns, and real activity". *The Journal of Finance*, 45, 4, September, 1089-1108.
- Fama, Eugene F. y Kenneth R. French (1988a), "Permanent and temporary components of stock prices". *Journal of Political Economy*, 96, 2, 246-273.
- Fama, Eugene F. y Kenneth R. French (1988b), "Dividend yields and expected stock returns". *Journal of Financial Economics*, 22, 3-25.
- Fama, Eugene F. y Kenneth R. French (1989), "Business conditions and expected returns on stocks and bonds". *Journal of Financial Economics*, 25, 23-49.
- French, Kenneth R.; G. William Schwert y Robert F. Stambaugh (1987), "Expected Stock Return and Stock Market Volatility". *Journal of Financial Economics* 19, 3-30.
- Fuller, Wayne (1976), *Introduction to Statistical Time Series*. New York: John Wiley.
- Geske, Robert y Richard Roll (1983), "The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation". *The Journal of Finance*, 38, 1, March.
- Hodrick, Robert (1992), "Dividend yields and expected stock returns: alternative procedures for inference and measurement". *The Review of Financial Studies*, 5, 3, 357-386.
- Keim, Donald B. y Robert F. Stambaugh (1986), "Predicting returns in the stock and bond markets". *Journal of Financial Economics*, 17, 357-390.
- Lander, Joel; Athanasios Orphanides y Martha Douvogiannis (1997-6), "Earnings Forecasts and the Predictability of Stock Returns: Evidence from Trading the S&P." *Finance and Economic Discussion Series* Divisions of Research and Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington D.C.
- Malkiel, Burton G. (1979), "The capital formation problem in the United States". *The Journal of Finance* 31, 323-361.
- Neely, Chris y Paul Weller (1997), "Predictability in International Asset Returns". Mimeo, Federal Reserve Bank of Saint Louis.

- Poterba, James M. y Lawrence H. Summers (1988), "Mean reversion in stock prices: evidence and implications". *Journal of Financial Economics*, 22, 27-59.
- Pindyck, Robert S. (1984), "Risk, Inflation and the Stock Market" *American Economic Review* 74, 335-351.
- Shiller, Robert J. (1984), "Stock prices and social dynamics" *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 457-510.
- Summers, Lawrence H. (1986), "Does the market rationally reflect fundamental values?" *The Journal of Finance* 41, 591-601.
- Walker, Eduardo (1998), "¿Son predecibles los retornos de índices accionarios en Chile?" Documento de Trabajo. Escuela de Administración, Pontificia Universidad Católica de Chile.