

DESEMPEÑO ECONOMICO AGREGADO Y MERCADO ACCIONARIO.
UN ANALISIS EMPIRICO PARA EL CASO CHILENO *

JORGE GREGOIRE C. **
LEONARDO LETELIER S. ***

ABSTRACT

This paper is aimed to analyse in a dynamic context, the aggregate behaviour of the Chilean stock market. The theoretical framework in which this study is based on, hinges upon the view that asset prices relate to a number of state variables, which capture the macroeconomic performance of the economy. The theoretical literature which backs this approach is in line with the pioneer contributions by Merton (1973), Ross (1976), Lucas (1978), and more recently Cox, Ingersoll and Ross (1985). Since the identification of such a set of state variables has not been defined by the theory, the empirical analysis should be based on the hypothesis that, although we have a basic theoretical context in which to define this set, we do not know what exactly the underlying model is like. An appropriate statistical analysis to address such a view should also be based on similar grounds. This is the case of the Vector Autorregressive procedure presented by Sims (1980), which can be used to estimate an Error Correction Model by means of the Johansen cointegration approach and Hendry's general to particular reduction. The use of the General Stock Prices Index (igpa), combined with a set of fundamental variables, allows us to conclude that about 17% of the stock market deviation from its fundamentals is cleared in one month. Besides, our results show that agents react in advance to policy changes adopted by the Central Bank, whenever a sign of overheating preludes an increase in interest rates. Another interesting finding refers to the similarity between the results from this paper and the one by Chen (1991), in which it was concluded that, whilst the level of economic activity is positively correlated with stock prices in the long run, this relationship is reversed in the short run.

* Los autores agradecen los valiosos comentarios de dos árbitros anónimos sobre una versión preliminar de este trabajo. Los errores u omisiones que aún persistan son, sin embargo, de entera responsabilidad de los autores.

** Departamento de Administración. Universidad de Chile. e-mail:jgregoire@admin.facea.uchile.cl

*** Departamento de Economía. Universidad de Chile. e-mail:lletelier@decon.facea.uchile.cl

Palabras clave: Series de tiempo, mercados financieros.

Clasificación JEL: C34, E32, E44.

INTRODUCCIÓN

Este trabajo tiene por objeto analizar la dinámica de corto y largo plazo del mercado accionario chileno. El marco teórico utilizado descansa en la hipótesis de que el comportamiento del precio de los activos está íntimamente ligado a la dinámica de ciertas variables llamadas de "estado", las cuales capturan el desempeño macroeconómico de la economía. No obstante el hecho de que la literatura teórica sobre el tema ha desarrollado esta hipótesis en el marco de diversos trabajos de gran trascendencia académica, ha dejado abierta la identificación de tales variables.

El uso de una técnica estadística apropiada permite, sin embargo, examinar la relación existente al interior de un conjunto de variables relevantes para el caso que nos ocupa. Este es el caso del procedimiento planteado inicialmente por Sims (1980) mediante la introducción del concepto de Vector Autorregresivo¹, el cual constituye una opción analítica moderna a las reconocidas críticas en el uso de los modelos estructurales utilizados por la comisión Cowles². Dicha crítica puede resumirse en una hipótesis básica: el modelo teórico subyacente, entendido como el conjunto de relaciones de causalidad que explican un fenómeno del ámbito económico, es en verdad desconocido. En esta perspectiva, son los propios datos contenidos en la muestra analizada los que nos permiten identificar el modelo. El uso del principio establecido por Sims, más la identificación de relaciones de largo plazo entre las variables fundamentales y las variables endógenas del modelo por medio del procedimiento de Johansen (1988), deben permitir la estimación de un Modelo de Corrección de Error que describa la dinámica de las variables endógenas del modelo. El procedimiento de estimación aquí utilizado supone la reducción del modelo general en uno particular o parsimonioso mediante la metodología propuesta por Hendry y otros autores en diversos trabajos³. Si bien la técnica utilizada permite obtener una Ecuación de Corrección de Error para cada variable endógena del modelo, el énfasis del estudio está puesto en el análisis de los resultados obtenidos en la ecuación que explica la dinámica del precio de las acciones.

Las conclusiones del estudio pueden dividirse en dos grupos. El primer grupo tiene que ver con los resultados de las pruebas estructurales aplicadas sobre los vectores de cointegración identificados mediante la técnica de Johansen. Estas no permiten rechazar la hipótesis de que el índice general de precios de acciones (*igpa*) es, en el largo plazo, homogéneo de grado uno en precios y en el nivel general de actividad económica, medida esta última mediante el índice mensual de actividad económica (*imacec*). Por su parte, si bien tanto el tipo de cambio nominal, la tasa de interés de corto plazo y el índice de precios de acciones de Estados Unidos (*dow*), son todas variables significativas estadísticamente y po-

¹ A partir de aquí lo denominaremos VAR.

² Un análisis pormenorizado del aporte de la comisión Cowles y el aporte de Sims a la discusión puede encontrarse en Charemza y Deadman (1992).

³ Ver, por ejemplo, Hendry, Muellbauer y Murphy (1990).

seen el signo correcto en nuestro vector de variables fundamentales, la magnitud de los parámetros correspondientes no responde a una hipótesis preestablecida. El segundo grupo de conclusiones se refiere a la dinámica de corto plazo, expresada en la llamada Ecuación de Corrección de Error⁴. Esta nos permite observar que alrededor de 17% del desequilibrio entre las variaciones del *igpa* inducidas por el conjunto de variables fundamentales incluidas en el ejercicio, y las variaciones observadas del *igpa*, se disipa en un mes. Adicionalmente, los agentes logran anticipar las políticas de ajuste del Banco Central, reaccionando hacia la venta de títulos ante aumentos en el nivel de actividad económica agregada de la economía. Las estimaciones se realizan con datos mensuales de la economía chilena entre 1986.1 y 1997.5.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección I se discuten los aspectos teóricos del problema, y se sintetizan las contribuciones empíricas de mayor relevancia. En la sección II se examina el comportamiento del mercado local chileno en los años de la muestra (1986-1997), y se plantean las preguntas básicas que la estimación del modelo debe resolver. Las secciones II y III contienen la estimación de las relaciones de largo y corto plazo antes referida que permiten completar la estimación del modelo.

I. LOS MERCADOS DE ACTIVOS: TEORÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA

La relación entre el precio de los activos y las características de la economía en su dimensión macro, ha motivado importantes aportes teóricos destinados a comprender la naturaleza de tal fenómeno y a proporcionar un modelo capaz de interpretar el mecanismo que vincula el conjunto de variables relevantes.

Un trabajo pionero en esta dirección es el artículo de Merton (1973), en el cual se modela la relación entre un conjunto de variables de estado y el set de oportunidades de inversión de la economía. En el marco de este modelo, los precios de los activos capturan dichos cambios de oportunidades. Un importante segundo avance en esta dirección lo constituye el conocido trabajo de Lucas (1978). El marco analítico de Lucas consiste en una economía de un solo bien, pura de intercambio con un consumidor representativo y expectativas racionales. El modelo permite relacionar el precio de mercado de un activo (o de una canasta índice) y sus movimientos, con el producto y sus fluctuaciones estocásticas. Los activos son derechos sobre parte o todo el producto de las unidades productivas, siendo el precio de los mismos determinado en el equilibrio. Este principio básico constituye una interesante avenida de investigación teórica, en cuanto a la relación de los precios de los activos financieros y el sector real de la economía⁵.

⁴ Este concepto fue introducido por Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978). En trabajos más recientes Hendry ha preferido hablar de "Ecuación de Desequilibrio de Error", rectificando así el nombre original. Guiados por la costumbre, nosotros lo llamaremos "Ecuación de Corrección de Error" (ECE).

⁵ Cabe señalar que Lucas no es concluyente respecto de la dirección en que los cambios en el producto afectan el precio de los activos.

No obstante la contribución de otros autores posteriores a Lucas a la comprensión del problema en cuestión, un aporte fundamental lo constituye el modelo de equilibrio general en tiempo continuo de Cox, Ingersoll y Ross (1985), que en un contexto de expectativas racionales plantea una estrecha relación de los precios de activos con un cierto número de variables de estado que caracterizan a la economía, y cuyos cambios a través del tiempo traen por consecuencia cambios en el conjunto de oportunidades reales de inversión. En su modelo, que tiene elementos comunes con los ya citados de Merton y Lucas, los precios de los activos y su comportamiento estocástico son determinados endógenamente, y a diferencia del modelo de Lucas incluye producción endógena y cambio tecnológico aleatorio.

Cabe destacar que los trabajos antes mencionados no establecen a priori cuáles son en verdad las referidas variables de estado. Esto ha motivado el estudio empírico del tema mediante la definición ex ante de un listado de variables representativas del desempeño agregado de la economía. Por ejemplo, Roll y Ross (1980) encuentran no más de cuatro factores comunes claramente significativos en la matriz de retornos de los activos transados en la bolsa de New York y la American Exchange. Chen, Roll y Ross (1986), en un trabajo empírico pionero en que utilizando un enfoque simple de teoría financiera, proponen los posibles factores que pudieran afectar sistemáticamente los flujos de caja o las tasas de descuento que determinan el precio de un activo, en un contexto de expectativas racionales. La definición de las variables utilizadas presume que sólo los cambios no anticipados en las variables de estado pueden afectar el precio de los activos. A continuación, identifican empíricamente la tasa de crecimiento del producto, la tasa de interés, el premio por riesgo en bonos y la tasa de inflación como posibles variables explicativas. No encuentran un aporte significativo del precio del petróleo, el consumo agregado, entre otras posibles. En otro estudio, Fama y French (1989) sugieren que los retornos esperados son función de las condiciones económicas o del ciclo de negocios, y que los primeros pueden ser pronosticados. Chen (1991) encuentra que el exceso de retorno de mercado está correlacionado negativamente con el crecimiento económico reciente, pero positivamente correlacionado con el crecimiento futuro esperado. En cuanto a la propagación de efectos entre países, un aporte de interés lo constituye el trabajo realizado por Karolyi y Stultz (1996) con datos de frecuencia diaria. En él analizan el mercado de activos que listan en el NYSE⁶ y en el Nikkei⁷. Al comparar el precio de los ADRs⁸ de acciones japonesas con un portafolio control de empresas americanas, detectan que dicha correlación está significativamente relacionada con alteraciones abruptas vinculadas a índices de gran cobertura como el Standard & Poor y el Nikkei. No encuentran sin embargo, un impacto directo en esta correlación, proveniente de anuncios macroeconómicos de EE.UU, *shocks* de tipo de cambio yen/dólar y el retorno en letras del Tesoro norteamericano.

⁶ New York Stock Exchange.

⁷ Índice de la Bolsa de Tokyo. Comprende las 225 más grandes empresas japonesas que cotizan en bolsa.

⁸ American Depositary Receipts.

En la evidencia empírica para el caso chileno, especial mención podemos hacer de Johnson (1992). En un contexto de vectores autorregresivos, éste estima el impacto de la política de estabilización basada en el manejo de la tasa de interés sobre los precios de los activos financieros (acciones), encontrando, entre otros resultados, que los desequilibrios resultantes de *shocks* inesperados, demoran entre uno y dos años en desaparecer. Los resultados de Johnson tienden además a ratificar gran parte de la evidencia encontrada en los trabajos mencionados para Estados Unidos.

Considerando entonces que existen posibles relaciones de largo plazo entre los retornos y ciertas variables macroeconómicas, es de interés analizar en una canasta accionaria nacional la posible influencia de factores domésticos y también internacionales. No existe un modelo único que nos dé los factores y, por ende, la detección de posibles vectores cointegrados ofrece un camino interesante para abordar el tema señalado. Cabe mencionar que, si bien la cointegración entre niveles de precios de activos y el set de variables de estado que lo determina es incompatible con una versión extrema de mercados plenamente eficientes del tipo Fama (1970) en los cuales se asume un costo de informarse igual a cero, no lo es con una versión débil pero más realista del concepto de eficiencia. Este es el caso cuando la información es costosa, hecho reconocido a partir de los trabajos de Jensen (1978) y Grossman y Stiglitz (1980), en los cuales los precios reflejan la información hasta el punto en que el beneficio marginal de operar con esa información (ganancias) se iguala con el costo marginal de informarse (Fama, 1991).

II. LOS HECHOS ESTILIZADOS: EL CASO CHILENO

En la perspectiva de identificar los factores antes mencionados, cabe rescatar aquellas variables vinculadas al desempeño agregado de la economía como elementos a considerar en el estudio empírico. En particular, definiremos un vector que llamaremos *z*, compuesto de cinco variables relacionadas al tema que nos ocupa. Incluiremos primeramente el Índice General de Precios de Acciones (*igpa*). Este representa una cartera accionaria compuesta de 200 títulos de sociedades anónimas y corresponde al índice de valor accionario más diversificado y de más largo registro disponible en Chile⁹. Por la naturaleza del problema estudiado, mediremos esta variable a su valor correspondiente al último día de cada mes. Esto nos permite capturar, en forma más precisa, la lógica de un agente representativo que hace una ganancia de capital por la vía de comprar una proporción del *igpa* el primer día del mes y venderla en el último¹⁰. En este sentido, el *igpa* es

⁹ La alternativa más cercana, por tener también un registro suficientemente largo, es el Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA). La dificultad en usar este índice radica en el hecho de que sólo incluye las 60 empresas más transadas y que, por dicha razón, su base no es constante en el tiempo. Una dificultad adicional radica en su excesiva dependencia del comportamiento de las empresas del sector eléctrico.

¹⁰ El uso de un valor promedio de este índice implica aceptar que estamos “promediando información”, lo cual carece de sentido en el contexto de este ejercicio.

más sensible a los *shoks* no diversificables, cuyo efecto queremos medir a través de los factores referidos.

Nuestro vector z incluirá seis variables relacionadas, todas las cuales son potencialmente endógenas en el marco de nuestro modelo estadístico¹¹. Estas son el índice general de precios de acciones (*igpa*), el índice de precios al consumidor (*ipc*), el índice mensual de actividad económica (*imacec*), el tipo de cambio nominal observado (*tcob*), el índice Dow Jones (*dow*) de precios de acciones en Estados Unidos¹² y la tasa de interés nominal de captación a 30 días (*rn30*). Esto nos permite definir z (de $N \times 1$; donde $N = 6$) de la siguiente manera :

$$z' = (\text{Log}(igpa), \text{Log}(tcob), \text{Log}(ipc), \text{Log}(dow), \text{Log}(imacec), rnc30)$$

Todas las variables están definidas en logaritmos naturales (Log), salvo la tasa de interés. La muestra utilizada es de frecuencia mensual y cubre el período 1986.1 - 1997.5. Este período permite contar con registros de todas las series incluidas en z y posee la ventaja de no estar expuesto a cambios estructurales de importancia en la esfera macroeconómica. Cabe mencionar, sin embargo, la presencia de tres importantes hechos institucionales acontecidos en el período muestral. El primero se refiere a que durante el año 1986 las AFP fueron legalmente autorizadas para invertir parte de los fondos previsionales en acciones. No obstante que al principio la respuesta no fue significativa, en años posteriores han alcanzado una participación sustancial. El segundo hecho se refiere al creciente nexo con bolsas extranjeras a partir del año 1990, mediante la emisión y colocación de ADRs en la Bolsa de Nueva York, por parte de empresas chilenas. Por último, debemos mencionar la introducción del encaje obligatorio a los créditos externos a partir de 1991.

El Gráfico 1 permite apreciar el comportamiento del *igpa* en términos reales ($\text{Log } igpr = \text{Log}(igpa) - \text{Log}(ipc)$), vis à vis la trayectoria de cada una de las restantes variables en el período utilizado.

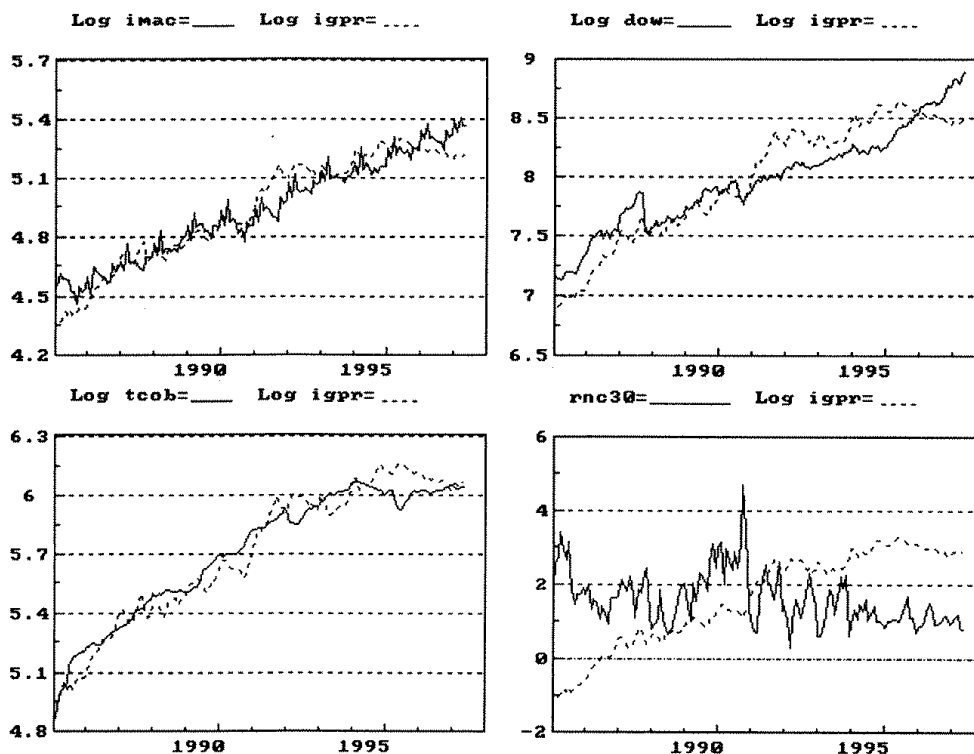
Puede apreciarse primeramente una clara relación positiva entre el valor real del *igpa* con respecto al *imacec*, al *dow* y al tipo de cambio nominal. Lo anterior nos permite examinar por lo menos dos hechos de interés. El primero es la posibilidad de encontrar homogeneidad de grado uno del *igpa* (nominal) respecto al *imacec*. Si el crecimiento se manifiesta en un aumento sistemático del precio de los activos en el largo plazo, la elasticidad de largo plazo del *igpa* respecto al *imacec* debería ser igual a uno. El segundo hecho se refiere al grado de interrelación entre el mercado doméstico y el mercado externo de activos. En

¹¹ Resulta pertinente señalar que si bien el *dow* podría considerarse exógeno *a priori*, el procedimiento estadístico utilizado sugiere descartar la condición de exogeneidad mediante el uso de una prueba de hipótesis apropiada. El resultado obtenido, confirma ciertamente la intuición en este caso.

¹² El equivalente más cercano al *igpa* chileno, corresponde en verdad al índice Standard and Poors de Estados Unidos. Sin embargo, es indudable que el Dow Jones constituye una variable de referencia más conocida y utilizada en el mercado local.

un contexto de activos idénticos entre países y en ausencia de restricciones al movimiento de capitales, debemos esperar perfecto arbitraje en el precio de los mismos. En el caso que nos ocupa, la comparación entre el *dow* y el *igpa* nos enfrenta, sin embargo, al caso de activos no idénticos y a la existencia de diversos obstáculos al libre movimiento de capitales. Lo anterior amerita probar la hipótesis extrema de perfecto arbitraje (elasticidad *igpa* v/s *dow* igual a uno) y analizar el resultado a la luz de la realidad pertinente para Chile.

GRAFICO 1



Finalmente, si bien en los gráficos anteriores se examina la serie de valores deflactados del *igpa*, el ejercicio estadístico desarrollado a continuación está centrado en el valor nominal del *igpa*, lo cual permite también probar si el valor del *igpa* es homogéneo de grado uno en el nivel de precios al consumidor. Respecto a la tasa de interés, cabe recordar que esta variable es utilizada por el Banco Central chileno como una herramienta para controlar el ciclo económico. En este sentido debemos esperar una relación negativa entre dicha variable y el *igpa*. Una interpretación alternativa del mismo fenómeno consiste en asumir que los agentes económicos suavizan su perfil de consumo en el tiempo, endeudándose en el ciclo recesivo y ahorrando en tiempos de expansión económica. Esto induciría un comportamiento pro-cíclico en la tasa de interés.

Cabe, sin embargo, esperar que sólo los cambios inesperados en las variables de z tendrán un efecto apreciable en el *igpa*. Esto nos exige separar dos elementos en la dinámica temporal de la serie. Debe existir por una parte una

dinámica de largo plazo, la cual debería recoger la relación de causalidad antes mencionada sobre la trayectoria del *igpa*. Por la otra, los cambios inesperados en cualquiera de las variables de *z* y las posibilidades de arbitraje entre el mercado doméstico y el externo, tenderán a provocar efectos diferentes en la dinámica del *igpa*, los cuales no necesariamente guardan relación con el equilibrio de largo plazo. El estudio de estos dos elementos se abordará por separado en las dos secciones siguientes.

III. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE LARGO PLAZO

La condición de no estacionariedad de las series contenidas en z ¹³, exige utilizar un procedimiento de medición apropiado en la estimación de la relación de largo plazo entre las variables referidas. Esto implica identificar, primeramente, el conjunto de coeficientes que, combinados con el vector *z*, proporcionen procesos estacionarios. A partir del conocido trabajo de Engle y Granger (1987), el conjunto de dichos coeficientes se conoce como Vectores de Cointegración. La posibilidad de que exista un espacio de vectores con dichas características, dentro del cual pueden someterse a prueba diversas hipótesis económicamente relevantes, fue abordado por primera vez por Johansen (1988), en uno de los trabajos teóricos más citados en la literatura empírica de series de tiempo.

Al combinar la idea básica de Sims (1980), de acuerdo con la cual podemos definir un vector de variables potencialmente endógenas, con el procedimiento de estimación de Johansen, es posible obtener un conjunto de coeficientes estimados cuyo origen sigue una lógica compatible con la hipótesis central de que el precio de los activos se determina simultáneamente con el comportamiento de un conjunto de variables *fundamentales*. Esto es, no obstante que reconocemos la existencia de un conjunto de *k* variables *fundamentales*¹⁴ que determinan el precio de un activo, no conocemos *a priori* la forma ex-ante del modelo subyacente. Podemos, sin embargo, plantear la existencia de un conjunto de variables relacionadas, las cuales tendrán alguna incidencia sobre dicho precio. La representación de *z* en la forma de un VAR posee la siguiente forma general :

$$(2) \quad Z_t = \sum_{i=1}^J A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t$$

A partir del Teorema de Representación de Granger (Engle y Granger (1987)), el sistema de ecuaciones representado por (2) puede expresarse en la forma de un Vector de Ecuaciones de Corrección de Error como:

¹³ Al realizar las pruebas de raíz unitaria con las series del vector *Z*, se observa que todas son integradas de orden uno con excepción de la tasa de interés, la cual es integrada de orden cero. La posibilidad de esta particular combinación de variables está prescrita en Harris (1995).

¹⁴ Dado que nuestro vector *z* está compuesto de *N* variables relacionadas, una de las cuales es el activo (*igpa*) cuyo precio de equilibrio deseamos conocer, el número de *k* variables de estado o variables fundamentales es igual a *N-1* en nuestro modelo empírico.

$$(3) \quad \Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Pi Z_{t-J} + \Psi D_t + \mu_t, \quad \mu_t \sim \text{IN}(0, \Sigma)$$

Donde μ_t es un vector de innovaciones normales e idénticamente distribuidas (IN), con valor esperado igual a cero y matriz de varianzas y covarianzas igual a Σ . La dinámica de corto plazo de cambios de z_t está definida por la matriz de coeficientes Γ_1 , mientras que Π corresponde a la matriz de coeficientes que definen la dinámica de largo plazo. Esta última mide la capacidad del sistema de variables en z_t de corregir en cada período su comportamiento en función del equilibrio estacionario. En la medida que Π tenga un rango (p) menor que N (número de variables en z), puede demostrarse que dicha matriz podrá descomponerse como $\Pi = \alpha\beta'$. La matriz α mide la velocidad de ajuste del sistema hacia su equilibrio de largo plazo y β es la matriz de vectores de cointegración o relaciones de largo plazo entre las variables definidas en z . Ambas son de $N \times p$. En el caso particular de nuestro VAR, la estimación que se reporta a continuación fue realizada mediante la introducción de una variable muda de intervención (D), la cual permitió capturar la violenta caída del *dow* en 1987 y el impacto consiguiente sobre la bolsa local. Esta variable muda contempló valores iguales a uno para los meses de octubre, noviembre y diciembre de 1987. Un aspecto central en el uso del teorema de representación de Granger en nuestro caso, se refiere a la factibilidad de que los mercados de activos no se ajusten instantáneamente en función de sus fundamentales. Si tal ajuste fuese instantáneo, α debe ser igual a 1, y no existiría una representación del mecanismo de corrección de error del tipo identificado en la ecuación (3). Debemos asumir, por lo tanto, que existen costos en la búsqueda de la información necesaria para ajustar los precios de los activos según el valor de los componentes de z . En este sentido, si bien el valor observado de todas las variables incluidas en z es públicamente conocido en forma contemporánea, pueden existir importantes rezagos en el proceso de internalización de los valores observados como si fueran el reflejo de un fenómeno permanente. Este resultado no es incompatible con la hipótesis de un mercado eficiente del tipo Grossman y Stiglitz antes citado, puesto que el costo de informarse en torno al carácter transitorio versus permanente de una alteración de las variables fundamentales, puede inducir un valor de α (en términos absolutos) menor a 1.

El primer paso en la estimación del VECM¹⁵ consiste en determinar el número óptimo de rezagos presentes en el VAR (J). Estos deben generar innovaciones normales, homocedásticas y no correlacionadas en el tiempo. Sujeto a la condición de que los errores estimados cumplan estas características, se procedió a reducir k al mínimo aceptable de acuerdo a los criterios de Schwartz y Hannan-Quin. Las pruebas F reportadas en el Cuadro 1 corresponden a los test de autocorrelación (F_{ar}), el test ARCH (F_{arch}) y un test de heterocedasticidad (F_{het}). En la última fila se incluye el test Chi-Cuadrado y el de Bera-Jaque (χ_{nd}^2) de normalidad. Cada columna registra el valor del test para cada ecuación por se-

¹⁵ Llamaremos VECM al Modelo de Corrección de Error generado a partir del VAR. Corresponde a la abreviatura en inglés de "Vector Error Correction Model".

parado. Las pruebas señaladas sobre los errores corresponden a un VAR con un rezago estimado óptimo de 6.

CUADRO 1
PROPIEDADES ESTOCÁSTICAS DE LOS ERRORES DEL VAR
NO RESTRINGIDO

Rezago Óptimo = 6	Log (igpa)	Log (ipc)	Log (dow)	(rnc30)	Log (imacec)	Log (tcob)
F _{ar} (7,81)	1.12 (0.36)	1.53 (0.17)	0.87 (0.54)	1.57 (0.15)	1.20 (0.32)	0.64 (0.72)
F _{arch} (7,74)	0.50 (0.83)	0.18 (0.99)	0.95 (0.47)	0.11 (0.99)	0.47 (0.85)	0.43 (0.88)
F _{het} (72,15)	0.26 (0.99)	0.22 (1.00)	0.24 (1.00)	0.36 (0.99)	0.23 (1.00)	0.18 (1.00)
X _{nd}	1.17 (0.56)	3.13 (0.21)	1.58 (0.45)	0.59 (0.75)	0.21 (0.90)	3.10 (0.21)
$\hat{\sigma}$	5.71%	0.57%	3.86%	15.46%	1.77%	1.11%

Valor P en paréntesis.

La *segunda* etapa del procedimiento consiste en la estimación de β a partir de la aplicación de la técnica de Johansen y la determinación de p , o rango de la matriz Π . La versión no restringida de la estimación de β puede observarse en el Cuadro 2. En él se aprecian las matrices β y α . Cabe hacer notar que las filas de β corresponden a nuestros potenciales vectores de cointegración, los cuales se encuentran normalizados mediante la igualación a uno de los coeficientes que componen la diagonal principal. Los coeficientes de ajuste agrupados en α permiten anticipar que si bien el cuadro referido sólo contiene estimaciones no restringidas y por lo tanto difíciles de interpretar económicamente, los valores negativos menores a uno y mayores a cero de los componentes de la diagonal principal para las primeras dos filas de α , aseguran la estabilidad del sistema.

CUADRO 2
ESTIMACION DE $\hat{\Pi} = \hat{\alpha}\hat{\beta}'$

	Log (igpa)	Log (ipc)	Log (tcob)	Log (dow)	(rnc30)	Log (imacec)
$\hat{\beta} =$	1.000	-5.891	0.145	-0.563	-0.634	8.938
	-0.430	1.000	-0.110	-0.218	-0.567	0.982
	-0.021	-0.714	1.000	0.229	-0.093	0.156
	1.125	0.524	-1.337	1.000	-0.802	-9.660
	-3.680	-2.913	7.480	-0.843	1.000	15.93
	0.017	-0.267	0.141	-0.417	-0.038	1.000
$\hat{\alpha} =$	-0.088	0.183	0.236	0.009	0.011	0.003
	0.001	-0.038	-0.006	0.002	0.000	0.000
	0.019	0.024	-0.052	0.002	0.006	-0.002
	0.016	0.064	-0.280	0.001	0.004	0.008
	0.243	-0.733	0.8721	0.047	0.010	-0.006
	0.031	0.019	-0.004	0.008	-0.003	0.001

Si $p = 1$, tendremos sólo una relación de largo plazo que define el equilibrio estático de z . Si $1 < p < N$, habremos identificado un espacio de cointegración dentro del cual podemos someter a prueba un conjunto de hipótesis económicamente relevantes. El uso del procedimiento de Johansen para determinar el rango de Π nos lleva a los resultados presentados en el Cuadro 3. En él se reportan los resultados de dos pruebas sobre el número de combinaciones lineales estacionarias entre las variables del vector z . La primera es la llamada prueba de la traza (Q) y la segunda es la prueba del máximo número de "valores propios" de la matriz Π . En ambos casos los resultados se presentan con y sin corrección por grados de libertad (gl). Sendas pruebas permiten confirmar que r es por lo menos igual a dos, lo cual define un espacio de cointegración entre los vectores encontrados. El Gráfico 2 muestra el comportamiento de dichos vectores y de los valores propios correspondientes (μ_1 y μ_2)¹⁶. La estabilidad de estos últimos es un indicio más en la dirección de que nuestro espacio de cointegración está constituido por dos vectores.

CUADRO 3
PRUEBA DE JOHANSEN

	Qr	Qr(GL)	λ_{\max}	$\lambda_{\max}(GL)$
H0: $p = 0$	58.9**	43.4**	160.3**	118.2**
H0: $p = 1$	49.6**	36.6**	101.4**	74.8**
H0: $p = 2$	23.6*	17.4	51.8**	38.2
H0: $p = 3$	17.2	12.7	28.21	20.8

* Se rechaza H0 al 5% de significancia.

** Se rechaza H0 al 1% de significancia.

p = Rango de matriz π .

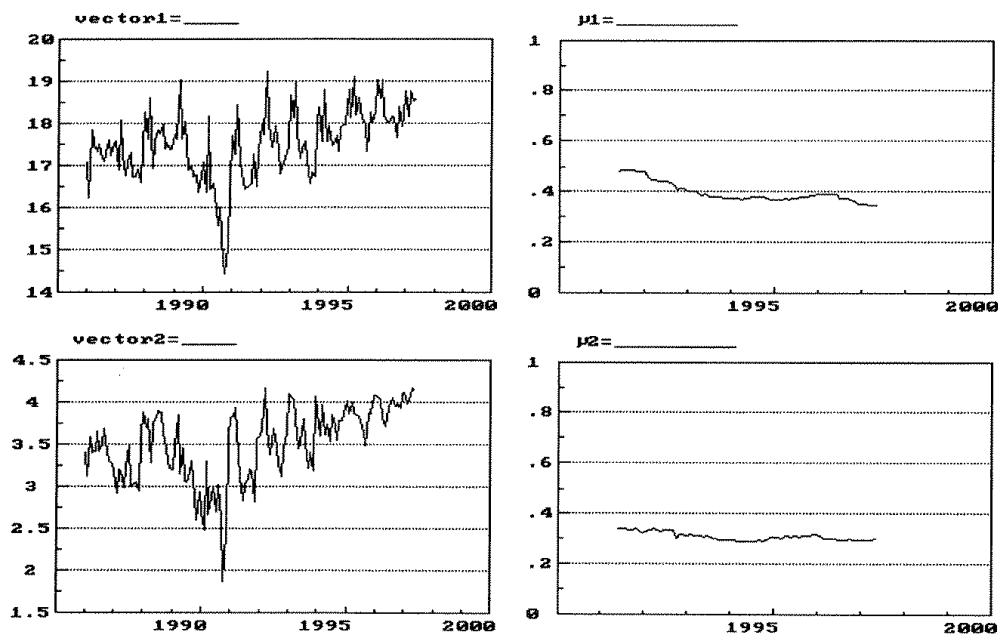
GL = Valor de la prueba, habiendo corregido por grados de libertad.

Dado que el procedimiento de "regresión de rango reducido" de Johansen antes aplicado sólo permite determinar cuántos vectores de cointegración definen la frontera del espacio de cointegración, la *tercera* etapa en la estimación de nuestro VECM consiste en identificar relaciones económicamente relevantes entre las variables de z , que perteneciendo a dicho espacio, generen procesos estacionarios. Lo anterior exige introducir restricciones en los vectores no restringidos, las cuales permiten identificar los vectores así obtenidos. Las hipótesis sobre β pueden formularse como sigue:

$$H_{\beta} : \beta = (H_1\phi_1, H_2\phi_2, \dots, H_r\phi_p)$$

¹⁶ Estos deben ser estables para asegurar que los vectores encontrados generan errores estacionarios.

GRAFICO 2



Las matrices H representan las combinaciones lineales de cada hipótesis, las cuales se prueban en cada uno de los p vectores de cointegración. Cada matriz H_i es de $(N \times s_i)$ donde s es el número de parámetros a ser estimados en la relación de cointegración i . Por su parte ϕ_i es un vector de $s \times 1$.

Si interpretamos el primer vector como una ecuación de largo plazo para el logaritmo natural del $igpa$ ($\text{Log}(igpa)$), y la segunda como una ecuación de largo plazo para el logaritmo natural del ipc ($\text{Log}(ipc)$), las pruebas estructurales del Cuadro 4 permiten obtener la versión restringida de ambos vectores de cointegración.

CUADRO 4
PRUEBAS ESTRUCTURALES SOBRE LOS β_s NORMALIZADOS

		Log (<i>igpa</i>)	Log (<i>ipc</i>)	Log (<i>tcob</i>)	Log (<i>dow</i>)	(<i>rnc3</i>)	Log (<i>imacec</i>)	χ^2	Valor P
H01	β_1	(1	-1	*	-1	*	-1) $\in S(\beta)$ 11.2	0.001**
	β_2	(*	1	*	0	*	*		
H02	β_1	(1	-1	*	*	*	-1) $\in S(\beta)$ 5.9	1.000
	β_2	(*	1	*	0	*	*		

* Se rechaza H_0 al 5% de significancia.

** Se rechaza H_0 al 1% de significancia.

Las dos hipótesis presentadas constituyen dos grupos de restricciones sobre ambos vectores de cointegración en forma simultánea. En la primera (H01) se supone homogeneidad de grado uno del $igpa$ respecto del ipc , el índice dow y el $imacec$ para el primer vector (ecuación del $igpa$), y se asume igual a cero el

parámetro que acompaña a la variable *dow* en el segundo vector. Esto último parece razonable si interpretamos el segundo vector como una ecuación de precios. Si bien dicha hipótesis es rechazada, cuando levantamos la restricción sobre el parámetro del DOW al interior del primer vector en la segunda hipótesis nula (H02), aceptamos una versión restringida de ambos vectores de cointegración.

La identificación estricta de ambas relaciones de largo plazo implica probar que son linealmente independientes una de la otra. Dicha prueba puede realizarse mediante el criterio aplicado por Johansen y Juselius (1994). Este se basa en que si $p = 2$, ambos vectores estarán identificados si se cumple que:

$$\text{rango}(R'1H_2) \geq 1 \text{ y } \text{rango}(R'2H_1) \geq 1$$

En el caso de las dos hipótesis lineales impuestas sobre β a partir del resultado anterior, la condición antes definida debe cumplirse para $H_\beta: \beta = (H_1\phi_1, H_2\phi_2)$. Dadas las restricciones impuestas en el Cuadro 4 (H02), puede demostrarse que: $\text{rango}(R_1'H_2) = 2$ y $\text{rango}(R_2'H_1) = 1$. Luego, ambas combinaciones lineales de la matriz β están identificadas.

Una *cuarta* etapa en la reducción del sistema requiere detectar aquellas variables débilmente exógenas a fin de proceder a la estimación de un sistema de corrección de error en el cual sólo sean modeladas las variables endógenas del modelo. Esto supone probar el conjunto de hipótesis referidas en el Cuadro 5. Dado que la exogeneidad débil de una variable supone la ausencia de algún mecanismo de corrección de error en la ecuación respectiva, dicha condición se cumplirá en la medida que los dos coeficientes de ajuste (α s) que acompañan a los términos de corrección de error, sean simultáneamente iguales a cero. En una primera aproximación al problema puede observarse que ninguna de las variables del VAR muestra esta característica. Sin embargo, tanto en el caso del *dow* como del *imacec*, la hipótesis nula sólo se rechaza al 5% de significancia. Al evaluar en conjunto ambas hipótesis de exogeneidad débil (última fila), no puede descartarse que en verdad el sistema pueda estimarse sin modelar explícitamente dichas variables.

CUADRO 5
PRUEBAS DE EXOGENEIDAD DEBIL

	H0:		χ^2	Valor P
IGPA	$\alpha_1 = (0 \text{ * * * * *})'$	$\alpha_2 = (0 \text{ * * * * *})'$	23.7	(0.000)**
IPC	$\alpha_1 = (* \text{ 0 * * * * *})'$	$\alpha_2 = (* \text{ 0 * * * * *})'$	24.4	(0.000)**
TC	$\alpha_1 = (* \text{ * 0 * * * * *})'$	$\alpha_2 = (* \text{ * 0 * * * * *})'$	19.1	(0.001)**
DOW	$\alpha_1 = (* \text{ * * 0 * * * *})'$	$\alpha_2 = (* \text{ * * 0 * * * *})'$	6.8	(0.034)*
RN	$\alpha_1 = (* \text{ * * * 0 * * *})'$	$\alpha_2 = (* \text{ * * * 0 * * *})'$	17.9	(0.000)**
IMACEC	$\alpha_1 = (* \text{ * * * * 0 * *})'$	$\alpha_2 = (* \text{ * * * * 0 * *})'$	6.6	(0.036)*
IMACEC y DOW	$\alpha_1 = (* \text{ * * * 0 * * 0})'$	$\alpha_2 = (* \text{ * * * 0 * * 0})'$	7.6	(0.108)

La versión restringida de ambos vectores de cointegración, condicionados a las hipótesis estructurales (Cuadro 4) y las pruebas de exogeneidad débil (Cuadro 5), corresponde a lo siguiente :

$$(4.1) \quad \beta'_1 Z_t = \text{Log}(igpa)_t - \text{Log}(ipc)_t - 2.037 \text{Log}(tcob)_t - 0.295 \text{Log}(dow)_t + 1.194 \text{Log}(rnc30)_t - \text{Log}(imacec)_t$$

$$(4.2) \quad \beta'_2 Z_t = 0.1565 \text{Log}(igpa)_t - \text{Log}(ipc)_t - 0.876 \text{Log}(tcob)_t + 0.6008 \text{Log}(rnc30)_t - 2.422 \text{Log}(imacec)_t$$

De los parámetros estimados en 4.1 y 4.2, resulta de interés reflexionar sobre la sensibilidad del *igpa* en relación al *tcob* y al *dow*. En el primer caso, el signo positivo de la elasticidad del *igpa* respecto a *tcob* puede explicarse en función de tres elementos básicos. El primero dice relación con la incidencia del sector transable en la economía, y muy en particular, con el valor de las empresas que cotizan en bolsa. Si la importancia relativa de tales empresas fuese muy grande, debemos esperar que dicho parámetro fuese positivo. Un segundo factor tiene que ver con la estructura de activos y pasivos, y en definitiva, con las posiciones netas en moneda extranjera de las empresas representadas en el *igpa*. Por ejemplo, una gran proporción neta de pasivos en dólares podría generar una relación negativa entre los resultados operacionales y el *tcob* nominal. Por último, un tercer factor se refiere a las condiciones de arbitraje prevalecientes con el mercado de los ADR¹⁷ en la bolsa de Nueva York. Una apreciación de la moneda local (peso), induce un cambio de precio relativo en favor del mercado local. Dado que este último efecto se expresa en la forma de una mayor demanda por títulos transados en la bolsa chilena, debemos esperar un efecto positivo sobre el *igpa*. Nuestra estimación permite concluir que el primero y el último efecto mencionados son predominantes en lo que al impacto del *tcob* sobre el *igpa* se refiere.

En cuanto a la sensibilidad del *igpa* respecto al *dow*, ésta parece indicar una elasticidad cercana al 0.3. Al respecto cabe hacer notar que esto es compatible con la diferente composición de los índices mencionados y al hecho de que el mercado de activos chileno está sujeto a diversos controles que limitan el arbitraje. Uno de ellos, probablemente el más importante, es el encaje de un año sobre los créditos externos, disposición introducida en junio de 1991, como se mencionara en la sección II. No obstante que dicho mecanismo tiene por objeto aminorar las fluctuaciones cambiarias vinculadas a los flujos externos de capitales de corto plazo, por la vía de incrementar el costo financiero de tales operaciones¹⁸, ella también dificulta las posibilidades de arbitrar entre mercados de activos.

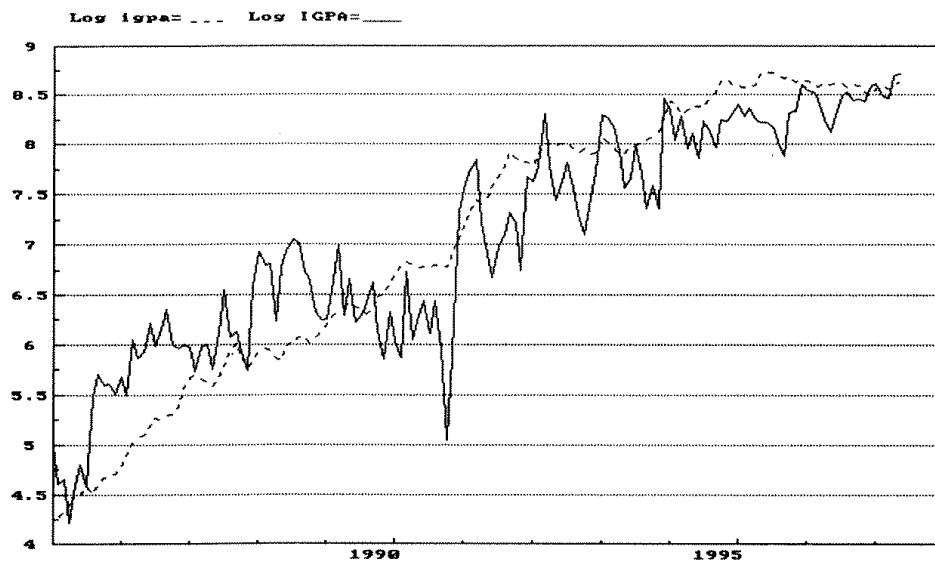
Una forma alternativa de apreciar la magnitud del desequilibrio entre el valor de largo plazo del logaritmo de *z* (Log *Z*; letras mayúsculas) y su valor efectivo (Log *z*; letras minúsculas), consiste en graficar los niveles de ambas se-

¹⁷ American Depositary Receipts.

¹⁸ Ver Soto (1997).

ries y examinar las diferencias entre ellas. Esto nos permite, en una perspectiva temporal, observar los períodos en que el mercado se ha distanciado más de los fundamentales, vis à vis, aquellos períodos en que el desequilibrio ha sido menor. Este ejercicio puede observarse para el caso del *igpa* en el Gráfico 3, y de él pueden extraerse dos importantes conclusiones. La primera se refiere a la evidente mayor fluctuación que exhibe el IGPA (valor de equilibrio) respecto de sus niveles observados (*Log igpa*). Este fenómeno revela que una importante proporción de los cambios efectivos en variables fundamentales está incorporada en el precio de los activos con cierta antelación a la ocurrencia efectiva del cambio. Otro antecedente relevante que puede desprenderse a partir del gráfico, dice relación con la clara tendencia del *igpa* a experimentar correcciones que siguen en forma aproximada el equilibrio de variables fundamentales (*Log IGPA*). En particular, puede observarse que el significativo incremento del *igpa* (observado) en la segunda mitad de los 80 responde sin duda a la tendencia de seguir el equilibrio de variables fundamentales.

GRAFICO 3



Por su parte, la caída en el valor de equilibrio del *igpa* a fines de los años 80 y principios de los 90, es el fruto del significativo incremento de las tasas de interés locales, y al menor dinamismo de la economía chilena como resultado del ajuste monetario de 1989¹⁹. Finalmente, el persistente aumento del *igpa* en los años 90 responde a la expansión sistemática del producto registrada a partir de 1986, y a la internalización de un escenario macroeconómico estable.

¹⁹ Esto corresponde al primer aumento significativo de las tasas de interés, luego que el Banco Central adquirió su autonomía legal en 1989.

IV. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE CORTO PLAZO

La estimación de la dinámica de corto plazo (Ec. 3) sigue la metodología propuesta por Hendry, consistente en reducir un modelo general hasta obtener su versión más parsimoniosa²⁰. Esto implica estimar un Modelo de Corrección de Error en el marco de un sistema en el cual se consideran como variables endógenas aquellas para las cuales la prueba de exogeneidad débil fue rechazada. El modelo se estima mediante Máximo Verosimilitud de Información Completa, y luego se reduce en forma secuencial eliminando aquellas variables no significativas estadísticamente. Tres variables mudas permiten completar la dinámica de corto plazo. Estas son: una variable muda equivalente a la utilizada para capturar la caída del *dow* en 1987 que llamaremos D1, una variable muda que captura dos importantes caídas en el tipo de cambio observado en febrero y marzo de 1992 y marzo, abril y mayo de 1995 (D2), y finalmente una variable muda que controla por el efecto del significativo repunte de la inflación mensual en los meses de abril y septiembre de 1990 (D3). Las pruebas de estabilidad paramétrica realizadas sobre las estimaciones presentadas en el Cuadro 6 pueden observarse en el Gráfico 4. En él se aprecia que, por una parte, los errores recursivos de cada ecuación se encuentran dentro de los límites definidos por una banda de dos veces la desviación estándar, y que las pruebas recursivas de Chow exhiben estimaciones por debajo de 1 para toda la muestra.

Del examen de la ecuación del *igpa* (primera columna), pueden extraerse importantes conclusiones. La primera se refiere al hecho de que ambos términos de corrección de error, correspondientes a las variables expresadas en ecuaciones 4.1 y 4.2, aparecen como significativos en esta ecuación. A lo anterior se suma que el coeficiente de ajuste del primer vector es negativo y menor a 1²¹. Su valor de -0.17, implica que aproximadamente un 17% del desequilibrio entre el valor efectivo de la serie (*igpa*) y el valor de equilibrio en función de sus variables fundamentales, se disipa en un mes. En algo menos de seis meses el proceso se habrá completado. El valor negativo del coeficiente del *igpa* respecto al *imacec* en *t* revela cierta anticipación del ciclo recesivo en el precios de los activos, lo cual es indicio de un grado importante de certidumbre en la capacidad y consistencia de la política monetaria del Banco Central. El hecho de que el efecto de las variaciones en las tasas de interés en los tres primeros rezagos de la variable haya desaparecido de la ecuación del *igpa* en el proceso de reducción (primera columna), permite refrendar la hipótesis, ya mencionada en la sección anterior, en el sentido que una importante proporción de dichos fenómenos son esencialmente anticipados. En cuanto al efecto positivo del *dow* en la dinámica de corto plazo del modelo, su coeficiente aparece una vez más como apreciablemente menor a 1, lo cual refuerza el resultado obtenido en la ecuación de largo plazo.

²⁰ El trabajo que introdujo esta metodología en forma pionera corresponde a Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978).

²¹ Esto es una condición necesaria para que el sistema sea estable.

Finalmente, un aspecto del mayor interés en torno a los resultados se refiere a que si bien el *imacec* está positivamente relacionado en el largo plazo con el *igpa* (Ec. 4.1), esta relación se revierte en el corto plazo (Cuadro 6, primera columna). Esto coincide con los resultados obtenidos por Chen (1991) para el caso de Estados Unidos.

CUADRO 6
MODELO DE CORTO PLAZO

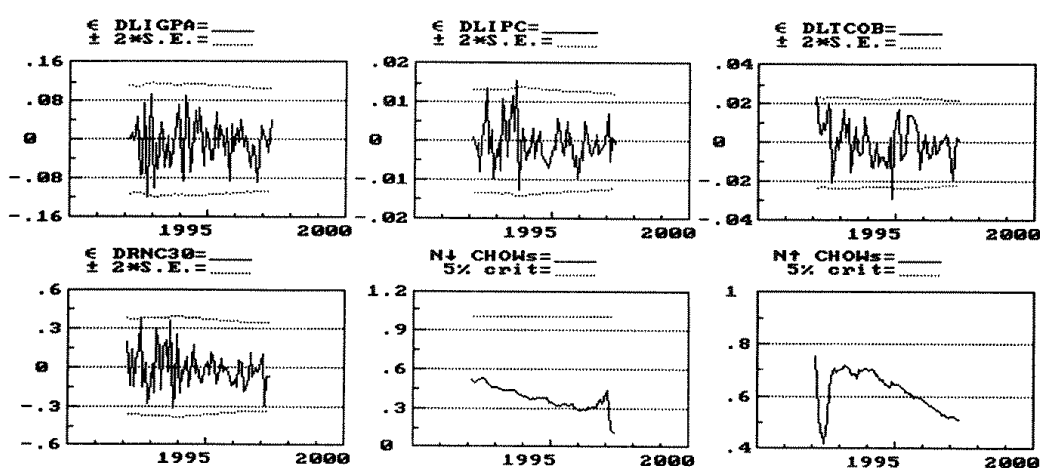
Variable	Dlog(<i>igpa</i>) _t		Dlog(<i>ipc</i>) _t		Dlog(<i>tcobs</i>) _t		D(<i>rn30</i>) _t	
	Coefficiente	Valor t	Coefficiente	Valor t	Coefficiente	Valor t	Coefficiente	Valor t
Dlog (<i>igpa</i>) _{t-1}	0.302	4.38	--	--	--	--	--	--
Dlog (<i>ipc</i>) _{t-1}	--	--	--	--	--	--	58.04	27.09
Dlog (<i>ipc</i>) _{t-2}	4.766	2.99	-0.861	-4.93	1.291	4.02	-46.28	-7.65
Dlog (<i>tcob</i>) _{t-1}	--	--	--	--	0.227	3.17	--	--
Dlog (<i>tcob</i>) _{t-2}	--	--	--	--	--	--	--	--
Dlog (<i>tcob</i>) _{t-5}	--	--	0.086	2.40	--	--	2.16	2.07
D (<i>rn 30</i>) _{t-1}	--	--	--	--	--	--	-0.073	-3.08
D (<i>rn 30</i>) _{t-2}	--	--	--	--	--	--	-0.130	-5.62
D (<i>rn 30</i>) _{t-3}	--	--	--	--	-0.004	-2.17	--	--
D (<i>rn 30</i>) _{t-4}	0.018	2.08	-0.003	-2.93	--	--	-0.116	-3.91
$\hat{\beta}_1 Z_{t-1}$	-0.170	-5.47	0.011	6.93	--	--	0.413	5.05
$\hat{\beta}_2 Z_{t-1}$	0.261	4.75	--	--	-0.011	-2.12	-0.964	-6.07
Dlog (<i>imacec</i>) _t	-0.361	-4.02	0.036	4.05	-0.064	3.48	1.532	4.95
Dlog (<i>imacec</i>) _{t-1}	--	--	--	--	--	--	-1.229	-3.76
Dlog (<i>imacec</i>) _{t-2}	--	--	--	--	-0.057	-2.27	-1.130	-3.39
Dlog (<i>imacec</i>) _{t-3}	0.221	2.89	--	--	-0.031	-1.33	-0.747	-2.23
Dlog (<i>imacec</i>) _{t-4}	--	--	--	--	--	--	-0.570	-2.97
Dlog (<i>dow</i>) _t	0.321	2.82	--	--	--	--	-0.689	-3.30
Constante	0.032	0.11	0.187	7.21	-0.121	-2.15	-3.587	-3.28
D ₁	-0.027	-0.81	-0.002	-0.63	0.002	0.24	-0.335	-3.06
D ₂	0.068	2.83	-0.004	-1.42	-0.030	-5.66	-0.037	-0.47
D ₃	-0.051	-1.26	0.017	3.98	0.009	1.12	0.348	2.78
δ	5.1%		0.6%		1.1%		16.4%	

En cuanto al impacto positivo sobre el *igpa* del cuarto rezago de los cambios en la tasa de interés se refiere (D(*rn 30*)_{t-4}), éste es congruente con el resultado de la ECE para la tasa de interés (últimas dos columnas). En ella puede apreciarse que el primero, segundo y cuarto rezago de la misma variable está negativamente relacionada con las variaciones contemporáneas de la tasa de interés²². De lo anterior se sigue que, si el mercado internaliza esta tendencia sistemática de reversión a la media de la tasa de interés, el impacto positivo de las variaciones en *rn 30* sobre el *igpa* ya mencionado, anticipa una caída posterior de dicha tasa, lo cual impacta positivamente el precio de los activos. Similar argu-

²² Esto podría ser indicativo de un fenómeno de reversión a la media en la tasa de interés, hecho que podría manifestarse incluso en ausencia de una política activa de tasas de interés por parte del Banco Central. Ver al respecto Fama y French (1988), Fama (1991).

mento es válido para el coeficiente positivo del segundo rezago de la inflación ($Dlog(ipc)_{t-2}$) sobre el $igpa$. Dado que dicho resultado está estimado en el marco de un sistema, el impacto negativo de este mismo rezago de la inflación sobre la variación contemporánea de los precios (tercera columna), implica que en la ECE para el $igpa$, el efecto positivo del segundo rezago de la inflación es también el reflejo de una futura caída en la tasa de variación de los precios, lo cual impacta positivamente al $igpa$.

GRAFICO 4
PRUEBAS DE ESTABILIDAD PARAMETRICA
MODELO RESTRINGIDO



CONCLUSIONES

- 1) Haciendo uso del concepto de VAR no restringido desarrollado por Sims y del concepto de espacio de cointegración, estimado de acuerdo a la técnica de Johansen, se ha logrado identificar un modelo empírico que reproduce la interrelación entre el mercado de activos y un conjunto de variables de estado de la economía. Estas variables son: la tasa de interés, el nivel general de precios, el nivel global de actividad económica, el tipo de cambio nominal y el índice de precios del mercado accionario de Nueva York como una *proxy* del valor internacional de los activos.
- 2) El uso de vectores cointegrados en el análisis de las variables mencionadas, trae implícita una prueba de eficiencia fuerte sobre el mercado de activos. En un contexto de información no costosa, un mercado eficiente (en términos fuertes), no podría mostrar una relación de largo plazo estable entre las variables identificadas como fundamentales y el precio de los activos. Atendiendo a la existencia de dicho vector cointegrado en el caso de nuestro ejercicio, queda suponer que si bien el mercado analizado opera en un marco de eficiencia y expectativas racionales, la información pertinente es costosa, haciendo

que el ajuste del mercado en función de sus fundamentales no sea instantáneo. Lo anterior es congruente con la versión débil de eficiencia de mercado, y exige suponer que los agentes demoran un tiempo en reconocer los valores observados del conjunto de fundamentales como un fenómeno permanente.

- 3) En cuanto a la relación de largo plazo definida por las variables fundamentales antes mencionadas, destaca el hecho de que el *igpa* parece ser homogéneo de grado 1 en el nivel general de precios y en el nivel de actividad económica. Por su parte, la tasa de interés está relacionada negativamente con el precio local de las acciones. Respecto del Dow Jones, si bien el signo de su elasticidad respecto del *igpa* es positivo en el largo plazo, ésta dista de ser igual a uno. Ello refrenda el hecho de que, por una parte se trata de dos índices con composiciones no idénticas de activos, y por la otra, la influencia de factores externos al mercado que impiden la libre movilidad de capitales puede también constituir un freno al arbitraje. El tipo de cambio nominal está positivamente correlacionado con el IGPA, hecho que se explica por el efecto de su rentabilidad en las empresas de bienes transables incluidas en el *igpa*, y el arbitraje con los ADR chilenos transados en Nueva York.
- 4) En el curso de la muestra utilizada, los valores efectivos del *igpa* y su valor de equilibrio de acuerdo a las variables fundamentales, parecen seguir un tendencia común. Se observa una importante corrección hacia arriba en el precio de los activos locales durante todo el período correspondiente a la segunda mitad de los 80. Este fenómeno tiende a revertirse en la década de los 90, produciéndose una marcada tendencia en la dirección de una menor diferencia entre el valor observado (*igpa*) y el equilibrio de largo plazo (IGPA).
- 5) La dinámica de corto plazo permite concluir que sólo un 17% del desequilibrio del mercado de activos locales se disipa en el curso de un mes. Por su parte, los cambios en la tasa de interés tienden a no tener importancia en la dinámica de corto plazo del IGPA. Lo anterior, sumado al hecho de que las variaciones positivas del *imacec* tienen un impacto de corto plazo negativo sobre el IGPA, permiten concluir que los agentes anticipan las medidas correctivas del Banco Central en materia de política económica.
- 6) Un resultado del mayor interés dice relación con la coincidencia entre los resultados obtenidos por Chen (1991) y las estimaciones encontradas en este trabajo. Esta se refiere a que, en ambos casos, las variaciones en el nivel general de actividad económica provocan un impacto positivo sobre el precio de los activos en el largo plazo, registrándose el comportamiento opuesto en el corto plazo. Esto confirma lo ya mencionado en el punto 4).

REFERENCIAS

- Charemza, W. y Deadman, D. (1992), "New Directions in Econometrics Practice. General to Specific Modeling. Cointegration and Vector Autoregression". E. E. Publishing Limited.
- Chen, Nai-Fu (1991), Financial investment opportunities and the macroeconomy, *The Journal of Finance*, 46, 529-554.
- Chen, Nai-Fu, Richard Roll, Stephen A. Ross (1986), Economic forces and the stock market, *Journal of Business*, 59, 383-403.
- Cox, John C., Jonathan E. Ingersoll, Jr., y Stephen A. Ross (1985), An intertemporal general equilibrium model of asset prices, *Econometrica*, 53, 363-384.
- Davidson, J.H., D.H. Hendry, F. Srba y S. Yeo (1978), "Economic modeling of aggregate time-series relationship between consumers expenditure and income in the United Kingdom", *The Economic Journal* 88, 661-692.
- Engle, R. F. y Granger C. W. J. (1987), "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55, 251-276.
- Fama, Eugene (1970), Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25, 383-417.
- Fama, Eugene (1991), Efficient capital markets: II, *Journal of Finance*, 66, 1575-1617.
- Fama, Eugene y Kenneth French (1988), Permanent and temporary components of stock prices, *Journal of Political Economy*, 96, 246-273.
- Fama, Eugene y Kenneth French, 1989, Business conditions and expected returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 25, 23-49.
- Grossman, Sanford J. y Joseph E. Stiglitz (1980), On the impossibility of informationally efficient markets, *American Economic Review*, 70, 393-408.
- Harris, R. (1995), "Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling", Prentice Hall, Hemel Hempstead.
- Hendry, D. y Doornik J. (1994), "Modelling Linear Dynamic Econometric Systems", *Scottish Journal of Political Economy*, 41, 1-33.
- Hendry, Muellbauer y Murphy (1990), "The econometrics of DHSY", en Hey, J.D. y O. Winch (eds), *A Century of Econometrics: 100 Years of the Royal Economic Journal*, Basil Blackwell, Oxford.
- Jensen, Michael C. (1978), Some anomalous evidence regarding market efficiency, *Journal of Financial Economics*, 6, 95-101.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*. Vol. 12, 169-210.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1994), "Identification of the long-run and short run structure : An application to the ISLM model", *Journal of Econometrics*, 63, 7-36.
- Johnson, C. A. (1992), "Un modelo de vectores autorregresivos para el mercado financiero chileno", *Revista de Análisis Económico*, 7, 141-168.
- Karolyi, G. Andrew, y René M. Stulz, (1996), Why do markets move together? An investigation of U.S.-Japan stock return comovements, *The Journal of Finance*, 51, 951-986.
- Lucas, Jr., Robert E. (1978), Asset prices in an exchange economy, *Econometrica*, 46, 1429-1445.
- Merton, Robert C. (1973), An intertemporal capital asset pricing model, *Econometrica*, 41, 867-887.
- Roll, Richard y Stephen A. Ross (1980), An empirical investigation of the arbitrage pricing theory, *The Journal of Finance*, 35, 1073-1102.

- Ross, Stephen A.,1976 (a), "Return, risk, and arbitrage", en I.Friend and J. Bicksler (eds.), *Risk and Return in Finance*, Cambridge, Massachusetts: Ballinger.
- Ross, Stephen A.,1976 (b), The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory* ,13, 341-360.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomic and Reality", *Econometrica* 48, 1-48.
- Soto, C. (1997), "Controles a los Movimientos de Capital: Evaluación Empírica del Caso Chileno". Banco Central de Chile.