

LA TASA NATURAL DE CRECIMIENTO DE LA ECONOMIA
CHILENA: 1985 - 1996*

RÓMULO A. CHUMACERO**
JORGE A. QUIROZ***

ABSTRACT

The paper presents a statistical analysis of the time series properties of the monthly activity index of Chile (IMACEC) for the period 1985:01 to 1996:08. Several competing hypotheses are examined within a general (nested) model. The most successful statistical representation of the series corresponds to a trend stationary process with occasional shifts in levels. Alternative hypotheses such as difference stationarity or occasional shifts in trend are strongly rejected.

The statistical findings suggest the concept of a "natural rate of growth" for the Chilean economy, which corresponds to the constant growth rate of the underlying deterministic trend found in the data. This natural rate is of 8.34% a year. Given the greater volatility of IMACEC with respect to the GDP an equivalent natural rate of growth of GDP would be around 8.1% per year.

Unlike the underlying "natural rate of growth", sample growth averages are not constant. For example, the average growth rate for IMACEC during 1986-89 was of 8.1% while the average during 1990-95 was 6.9%, with growth rates ranging from 2.3% in 1990 to 11.8% in 1992. Within our statistical representation, this phenomenon is explained by the occasional shifts in levels that affect the economy from time to time. Future research on the line of Chumacero and Quiroz (1996) should focus on explaining the sources of those shifts.

* Se agradecen los comentarios y sugerencias de Patricio Arrau, Fernando Lefort, Manuel Marfán, Jorge Marshall, Luis Opazo, Klaus Schmidt-Hebbel, los participantes del Seminario de Macroeconomía del Banco Central de Chile y a un árbitro anónimo de *Cuadernos de Economía*. Todo error es de nuestra exclusiva responsabilidad.

** Departamento de Economía. Universidad de Chile. Diagonal Paraguay 257, Santiago.

*** GERENS. Ltda. Calderón 95, Santiago.

I. INTRODUCCIÓN

En este documento se realiza un estudio del comportamiento de la serie de IMACEC para la economía chilena en el período comprendido entre enero de 1985 y agosto de 1996. La pregunta que se desea responder es si existe una tasa *natural* de crecimiento de la economía chilena, y de ser así, a cuánto asciende. A pesar de cuán importante es dar respuesta a esta pregunta, han sido escasos los intentos por abordar este tema de una manera rigurosa y sistemática.

Entre las opciones metodológicas que pueden utilizarse para esta tarea, existen al menos dos enfoques posibles. El primero se apoya en la construcción de relaciones estructurales ad hoc de cada uno de los “determinantes” del producto, utilizándose luego estos módulos para calcular el producto potencial. Marfán (1992) se apoya en relaciones de este tipo para estimar el producto potencial. En contra de un enfoque de esta naturaleza, Lucas y Sargent (1978) arguyen, de manera por demás convincente, la improcedencia de la utilización de la “econometría de formas reducidas” en un entorno en el que interactúan agentes racionales y optimizadores. Un segundo enfoque, que es adoptado en este estudio, propone la utilización de series de tiempo. Esto se debe a diversas razones: en primer lugar, este enfoque nos brinda la suficiente flexibilidad como para obtener una representación estadística de los datos, sin necesidad de introducir demasiada estructura a priori. En segundo lugar, una modelación más rigurosa de la economía debiera considerar modelos con microfundamentos. Los avances recientes proponen utilizar representaciones estadísticas parsimoniosas de los datos como insumos para la estimación de la estructura de la economía, por lo que el ejercicio descrito en este trabajo podría servir para alimentar posteriormente un modelo más formal, en el que se considere el carácter optimizador de los agentes económicos, además del conjunto de restricciones que ellos enfrentan¹.

El documento está organizado de la siguiente manera: La sección II responde a la pregunta de cuán persistentes son los *shocks* que enfrenta el IMACEC. Para ello, se presenta un breve recuento de los principales test de raíces unitarias comúnmente utilizados y se los aplica a la serie en cuestión. A la luz de los resultados de dicha sección, que avalan la hipótesis de que existe una tasa *natural* de crecimiento, la sección III reporta las estimaciones de dicha tasa (es decir, su tendencia de largo plazo) y su dinámica de ajuste de corto plazo. La sección IV reporta el vínculo que existe entre la serie de IMACEC y la del PIB en frecuencias menores (trimestre) y muestra, de manera práctica, cómo pueden “traducirse” las tasas de crecimiento del IMACEC a las del PIB. Finalmente, la sección V reporta las principales conclusiones y propone una agenda de investigación para responder algunas preguntas que este documento no aborda, pero que son fundamentales para caracterizar de modo más completo las perspectivas de crecimiento de la economía chilena en el largo plazo.

II. RAICES UNITARIAS Y EL IMACEC

Un intenso debate se generó a partir del trabajo de Nelson y Plosser (1982). Antes de éste, se consideraba que las series de tiempo macroeconómicas no estacionarias eran el resultado de tres componentes: tendencia (determinística), ciclo y una innovación. Dada esta descomposición, los efectos de *shocks* eran, por construcción, transitorios y el concepto de tasa *natural* de crecimiento surgía directamente de la tendencia determinística subyacente en la

¹ Ver, por ejemplo, Gallant y Tauchen (1995).

serie. Después del trabajo de Nelson y Plosser, el aceptar (o mejor, no rechazar) la presencia de raíces unitarias implicaba que la serie era estacionaria en diferencias, por lo que cualquier *shock* tendría efectos permanentes en los niveles. En este contexto, si bien el concepto de tasa *natural* seguía teniendo sentido, era de poca utilidad para proyectar los niveles futuros de la serie en el largo plazo.

Una de las prácticas más comunes en el análisis de series de tiempo en el último decenio ha sido la de verificar por la presencia de raíces unitarias. Es sabido que este caso particular posee patologías que merecen especial atención. En particular, los test convencionales que usan distribuciones *t*, tienden a sobrerrechazar la nula de la presencia de una raíz unitaria. Sin embargo, los test como los de Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller Aumentado (ADF) tienen muy poco poder².

Perron (1989) demostró que, en caso de que existan quiebres en una serie que de otro modo es estacionaria en tendencia, los test de raíces unitarias tienden a no rechazar la nula de raíz unitaria cuando en realidad ésta no está presente.

Bajo esta perspectiva, entonces, una gran parte de las series analizadas por Nelson y Plosser serían, en realidad, estacionarias con quiebres en tendencia. Perron (1989) muestra, a su vez, que en el caso de que exista un quiebre estructural en una serie que de otro modo es estacionaria, los test de DF y ADF conducen a no rechazar la nula de raíz unitaria.

Esta perspectiva condujo a una visión intermedia entre los extremos de raíz unitaria y estacionariedad en tendencia. Dado que de existir, por ejemplo, quiebres en la constante de una serie que de otro modo es estacionaria en tendencia, se reconocería que gran parte de los *shocks* a los que se enfrenta la serie son transitorios, pero que de vez en cuando existirían *shocks* que afectan de manera permanente sus niveles. Adicionalmente, si existieran quiebres en la tasa de crecimiento (el componente tendencial), el concepto de tasa *natural* de crecimiento perdería todo interés.

Trabajos subsecuentes como los de Andrews (1993), Christiano (1992) y Zivot y Andrews (1992) demostraron que los test propuestos por Perron (1989) se basaban en que el econométrico conocía a priori el período de ocurrencia del quiebre. Cuando éste no es el caso y se lo obtiene endógenamente, los valores críticos obtenidos por Perron tienden a cometer errores del Tipo I bastante importantes. Cabe destacar que, en este caso, la hipótesis nula es que existe una raíz unitaria.

Una ruta alternativa de bastante éxito para explicar el comportamiento de series temporales macroeconómicas es la seguida por Lam (1990), Goodwin (1993) y Kim (1994) y descrita en detalle en Hamilton (1989, 1990 y 1994). Bajo esta perspectiva, los quiebres estructurales en tendencia serían consistentes con procesos de transición markovianos. Es decir, que existirían diferentes leyes de movimiento para distintos "estados" en los que se puede encontrar la serie bajo análisis, que estarían gobernados por una matriz de transición que evaluaría la probabilidad de continuar en un estado o cambiar a otro.

De la discusión anterior se sigue que para un caso como el nuestro, en el que nos preocupa encontrar una representación estadística del IMACEC de la que pueda desprenderse su tasa de crecimiento de largo plazo (si es que existe), es importante primero considerar el carácter temporal de los *shocks* a los que esta serie se enfrenta.

En el caso en que la hipótesis de raíz unitaria no pueda ser rechazada, se espera que la mayor parte de los *shocks* tengan carácter permanente en los niveles. En tanto que si la serie es estacionaria en tendencia, los *shocks* en niveles son temporales. La manera más general de

2

Ver, por ejemplo, Christiano y Eichenbaum (1990) o Sims y Uhlig (1991) para un análisis más pormenorizado de éstas y otras críticas.

realizar un test de raíz unitaria es considerar una especificación anidada (*nested*) como la siguiente:

$$(1) \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \beta_0 T_t + \beta_1 DT_t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^L \delta_j \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde y_t es el logaritmo (natural) del IMACEC, Δ es el operador de primera diferencia, T_t es un componente determinístico (lineal) de tendencia y L es el número de rezagos necesarios para que ε_t sea “ruido blanco”.

Una especificación como (1) es utilizada para verificar la nula de $\rho=1$; existen sin embargo dos variables adicionales que hacen a esta especificación distinta a la del test tradicional de ADF. En particular, se incluyen las variables D_t y DT_t que se definen como:

$$(2) \quad D_t = \begin{cases} 0 & t \leq T_0 \\ 1 & t > T_0 \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} 0 & t \leq T_0 \\ t - T_0 & t > T_0 \end{cases}$$

La especificación (1) es capaz a su vez de dar cuenta de quiebres estructurales en los niveles (mediados por D_t y denominados por Perron como *crashes*), quiebres en la tendencia (medidos por DT_t) o una combinación de ambos. En estos casos, T_0 denota el período en el que se asume que el quiebre se presenta. Obsérvese que si β_1 es significativo, el concepto de tasa *natural* de crecimiento pierde sentido.

Como se indicó, una crítica al test de raíz unitaria propuesto por Perron es que él utilizó el período de quiebre como conocido por el econometrista. Esto conduce a cometer importantes errores del Tipo I. Por ello, Zivot y Andrews (1992), Christiano (1992) y otros propusieron determinar T_0 endógenamente. Para esto, se realizó una extensa investigación en cuanto a las propiedades asintóticas y de muestras pequeñas para los test recursivos y secuenciales conocidos como test de Perron.

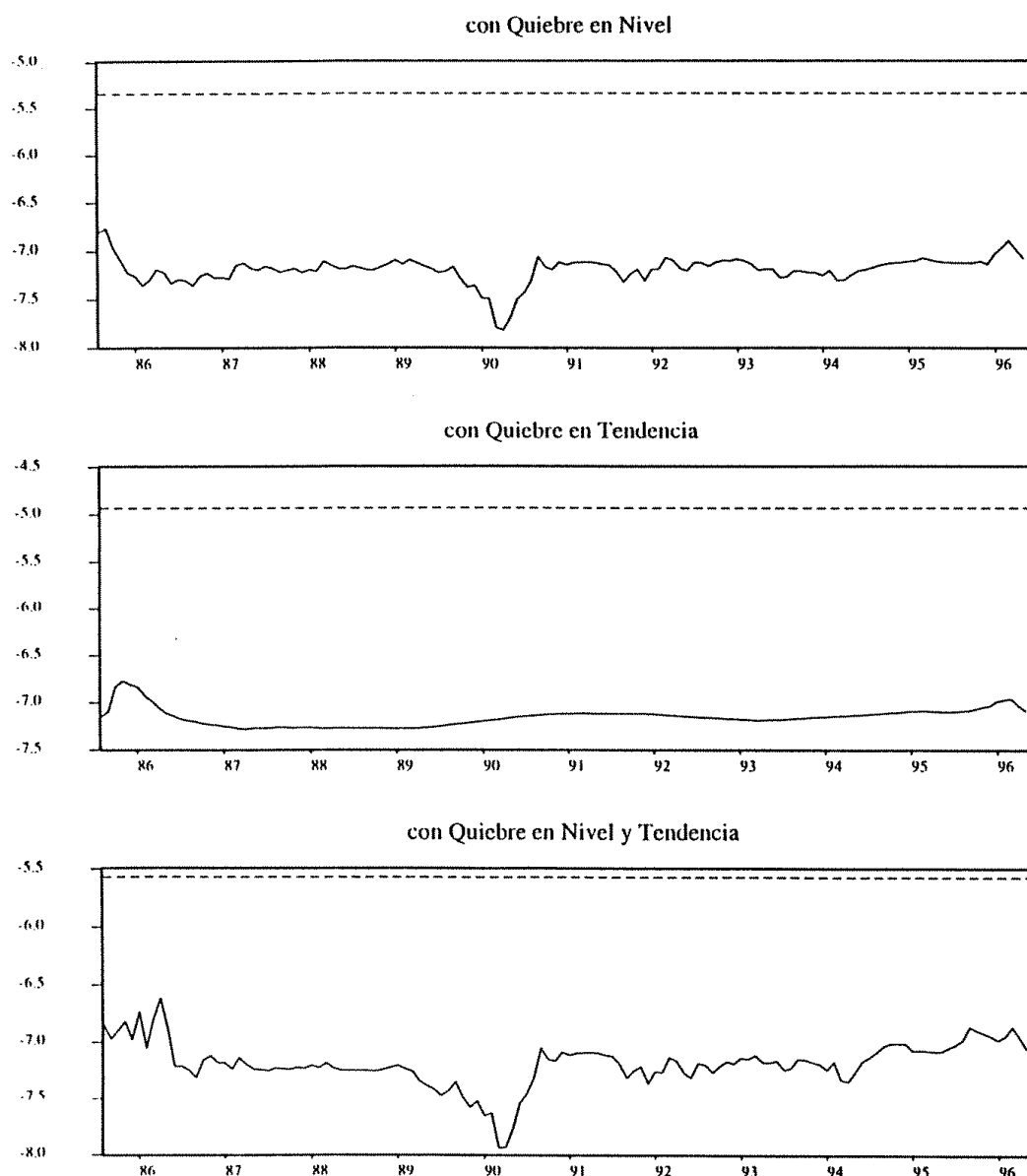
La idea básica es la de estimar (1) para todos los T_0 que la muestra permita. Luego se utilizan los valores de tests t con todos estos valores y se escoge aquel valor que sea menos favorable para la hipótesis nula de raíz unitaria y, por ende, más favorable a la alternativa (quiebre estructural). En este caso, se parte del supuesto que la serie tiene una raíz unitaria y la alternativa es que la serie tiene quiebres en el nivel o la tendencia. El Gráfico 1 muestra los resultados de la aplicación de estos test secuenciales³.

En ellos, se verifica por la presencia de raíz unitaria luego de correr una regresión como (1), considerando la posibilidad de quiebre en nivel o tendencia mes a mes. Dado que el test reporta valores t , éstos deben luego compararse con los valores críticos presentados en Zivot y Andrews (1992). Un valor bajo (en valor absoluto) constituye, por ende, evidencia a favor de la nula y en contra de la alternativa⁴.

³ Los valores críticos se reportan en Zivot y Andrews (1992). Christiano (1992) utiliza un test similar, pero en lugar de computar los valores críticos de un test t lo hace con test F secuenciales. Los resultados del Gráfico 3 no cambian de manera substancial siguiendo este procedimiento, por lo que sólo se reportan los resultados obtenidos con el test de Zivot y Andrews.

⁴ La serie del IMACEC utilizada en este documento corresponde a la publicada por el Banco Central de Chile. A partir de 1986 el Banco Central cambió de base, por lo que los datos del año 1985 fueron empalmados con series de una base anterior.

GRAFICO 1
TEST SECUENCIAL DE PERRON PARA RAIZ UNITARIA



Notas: Las líneas continuas corresponden a los valores del test secuencial de Perron de raíz unitaria. Las líneas punteadas corresponden a los valores críticos al 1% reportados en Zivot y Andrews (1992).

Zivot y Andrews estiman valores críticos para distintas especificaciones de (1) que están representados por las líneas gruesas en el gráfico. Dado que la nula es que existe una raíz unitaria en la serie, ellos proponen escoger el valor t menos favorable a la nula y compararlo con dichos valores críticos. En términos del gráfico, esto corresponde a escoger el punto mínimo de la curva. Como se aprecia, existe un fuerte rechazo de la presencia de raíz unitaria para todos los períodos. Aun el escenario más favorable a la nula (donde el valor

absoluto del test es más bajo) la rechaza ampliamente, pese a escoger niveles tan conservadores como el 1%.

Dado que es menos favorable a la nula que los test tradicionales de DF y ADF, los valores críticos de los test secuenciales son a su vez mayores. En el Cuadro 1 se muestran los resultados de test tradicionales de raíces unitarias

CUADRO 1
TEST DE RAICES UNITARIAS (ADF)

Test	Valor Computado	Valor Crítico al 1%
<i>Test con Constante</i>		
ADF	-0.61	-3.48
Phillips-Perron	-0.81	-3.48
<i>Test con Constante y Tendencia</i>		
ADF	-6.39*	-4.03
Phillips-Perron	-9.62*	-4.03
<i>ADF de Zivot y Andrews</i>		
Nivel	-7.82*	-5.34
Tendencia	-7.29*	-4.93
Nivel y Tendencia	-7.94*	-5.57

Notas: * = Nula de Raíz Unitaria rechazada al 1%. Los test de Zivot y Andrews corresponden a la elección del máximo (en valor absoluto) de los test secuenciales de Perron. El número de rezagos necesarios para hacer a los residuos del ADF "ruido blanco" varió de test a test.

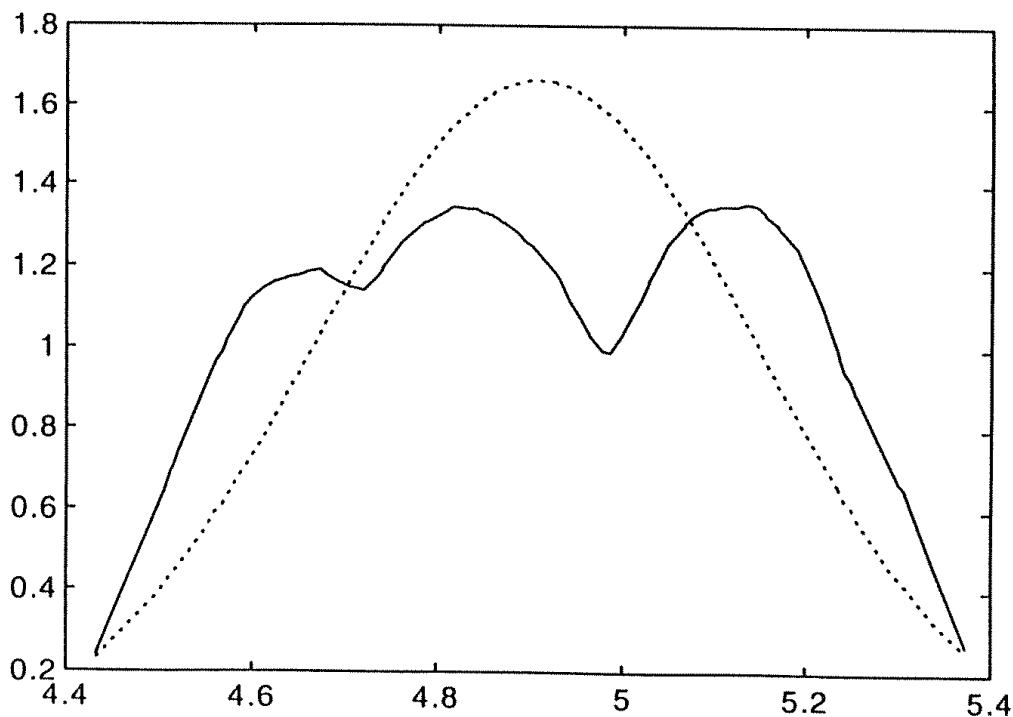
Los resultados reportados tanto en el Gráfico 1 como el Cuadro 1 constituyen evidencia muy fuerte en contra de la presencia de raíces unitarias y a favor de estacionariedad en tendencia en la serie de IMACEC. Esto valida la noción de una tasa *natural* de crecimiento, ya que lo que se aprecia es evidencia de quiebres en nivel y no en tendencia. Zivot y Andrews (1992) afirman que aún es posible que se encuentre evidencia en favor de quiebres estructurales en series que en realidad poseen una raíz unitaria cuando la serie tiene una distribución en la que las innovaciones presentan colas más anchas que la normal, como es el caso de una distribución t, por ejemplo. La siguiente sección demuestra, sin embargo, que éste no es el caso para la serie de IMACEC.

En conclusión, aun en el caso de test de ADF y Phillips-Perron que no reconocen la posibilidad de la existencia de quiebres, la evidencia en favor de la presencia de raíces unitarias y, por ende, de *shocks* que alteran los niveles de manera frecuente es muy débil. La ausencia de quiebres en la tendencia avala la noción de una tasa *natural* de crecimiento.

III. LA TASA NATURAL DE CRECIMIENTO DEL IMACEC

Dado que la serie de IMACEC brinda evidencia tan contundente en contra de la presencia de una raíz unitaria, esta sección investiga cuál es la mejor representación de largo plazo y la dinámica de corto plazo de la serie. Una primera preocupación es por ello verificar si es que existe una representación estacionaria en tendencia que muestre estabilidad tanto en nivel como en tendencia. El Gráfico 2 presenta los resultados de la estimación no paramétrica de la distribución incondicional de la serie de IMACEC⁵.

GRAFICO 2
DISTRIBUCION INCONDICIONAL DEL IMACEC



Notas: En el eje horizontal se encuentra el logaritmo (natural) del IMACEC. El eje vertical muestra la frecuencia. La línea continua muestra la densidad estimada con el *kernel* de Epanechnikov y el ancho de banda propuesto por Silverman (1986). La línea punteada muestra la densidad de una normal con la misma media y desviación estándar de la serie.

Una característica de las series estacionarias en tendencia sin quiebre es que a pesar de presentar importantes desviaciones de normalidad, son en general unimodales⁶. Si bien es

⁵ Este método consiste en aproximar de manera “suavizada” la densidad de una serie, sin imponer una estructura a priori en su distribución.

⁶ La desviación de normalidad depende de la tasa de crecimiento implícita en la serie. Para tasas de crecimiento muy bajas, es difícil distinguirlas de una serie normal. Para altas tasas de crecimiento, las series son en general unimodales con una prolongada meseta.

cierto que en el caso de que exista una raíz unitaria es posible encontrar más de una moda en la distribución incondicional, la sección anterior muestra que los datos presentan muy poca evidencia que apoye la existencia de una raíz unitaria.

El hecho de contar con más de una moda nos muestra que es posible que esta serie haya sufrido quiebres, que en la terminología de Hamilton (1994), pueden representar distintos estados dentro un proceso markoviano que la gobierna.

Es importante aclarar que en este caso nos interesa encontrar la representación de largo plazo de la serie, por lo que dado que existe poco soporte para la hipótesis de raíz unitaria, el test se realiza omitiendo los rezagos de la serie en (1). En esta oportunidad nos interesa simplemente verificar si existe evidencia de inestabilidad en la relación de largo plazo bajo la nula de estacionariedad en tendencia. Por ello la representación de largo plazo para este test es de la forma:

$$(3) \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \beta_0 T_t + \beta_1 D T_t + \varepsilon_t$$

donde en este caso ε_t no es necesariamente “ruido blanco”, pero sí un disturbio estacionario.

Para verificar la presencia de quiebres en la serie de IMACEC (niveles y tendencia) se realizaron test F secuenciales que se reportan en el Gráfico 3. En este caso, la nula es que la serie es estacionaria en tendencia y no presenta quiebres.

Es importante destacar que en caso de que los *p-values* computados en el Gráfico 3 se encuentran por debajo de la línea de 10% de probabilidad, la nula de inexistencia de quiebre se rechaza. Tal como se observa en el panel superior existen cuando menos tres episodios en los que se encuentra una importante modificación *en el nivel*. A pesar de que el test considera la presencia de un solo quiebre, los test recursivos en los que se internaliza un quiebre cuando es favorecido por los datos muestran que existen cuatro episodios en los que no puede rechazarse la presencia de quiebres en nivel. Estos corresponden al tercer trimestre de 1985, el tercer trimestre de 1990, el último trimestre de 1991 y, marginalmente, el tercer trimestre de 1993. La elección del mes particular en el que se acepta el quiebre se realiza al escoger el mes en el que se observa el menor *p-value*.

La evidencia a favor de cambios en tendencia es extremadamente débil, si no nula. En particular, se rechaza la nula (marginalmente) sólo hacia fines de 1985. Sin embargo, al considerar quiebres en ambos, la tendencia y el nivel, observamos que estos episodios están dominados totalmente por los episodios de quiebres en nivel. Tal es así, que los episodios en los que se encuentran quiebres en nivel y tendencia corresponden exactamente con aquellos en los que se encuentra el quiebre en nivel, por lo que el último test está detectando simplemente el cambio en nivel y no en tendencia. De todos modos se realizó un ejercicio alternativo en el que se comparó la nula de quiebre en nivel contra quiebre de nivel y tendencia. Los resultados de éste favorecen ampliamente la visión de quiebres en nivel con tendencia estable, lo que, una vez más, sugiere la utilidad del concepto de tasa *natural* de crecimiento.

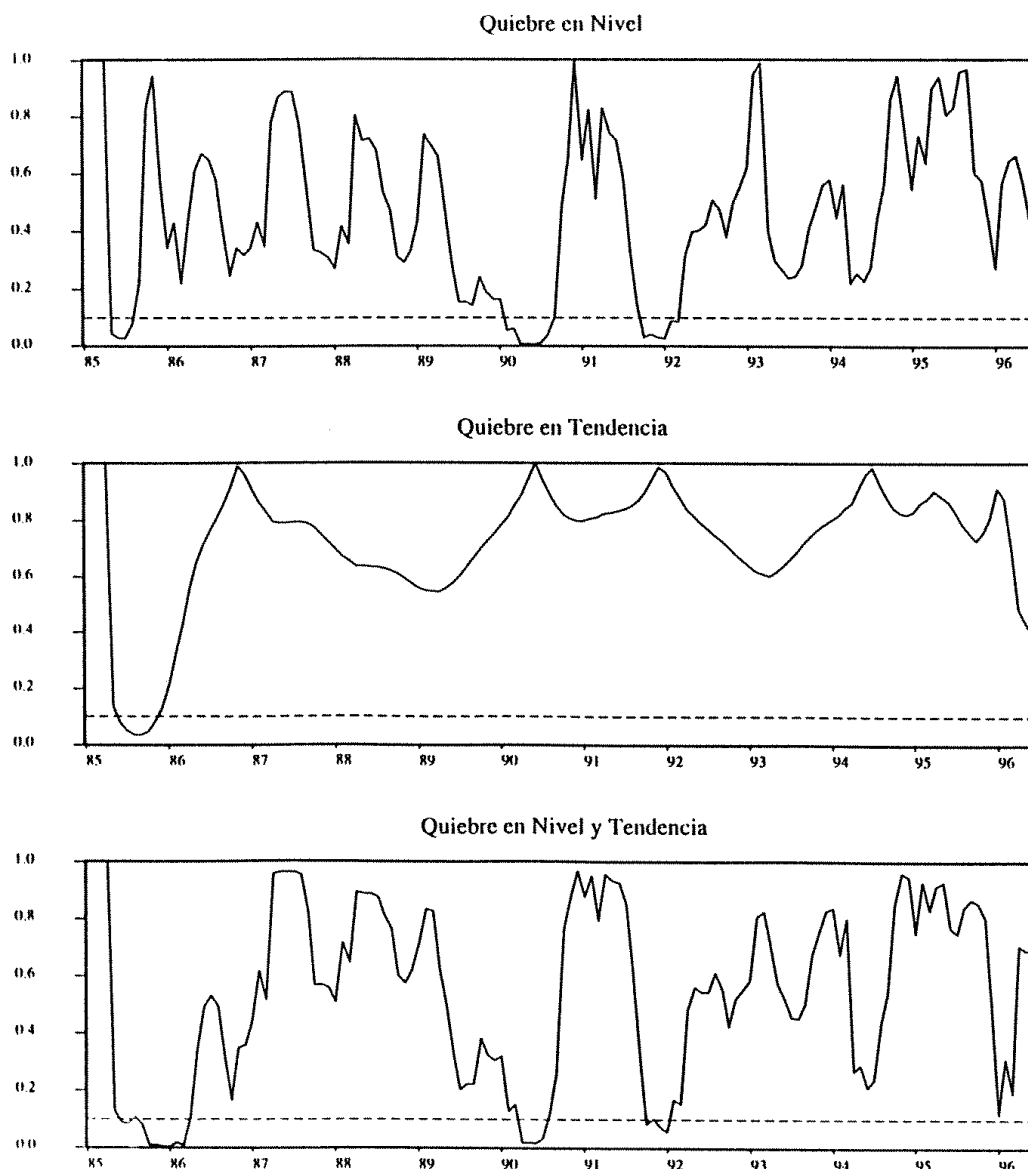
Dado que (3) se utiliza simplemente para verificar la presencia de quiebres y luego de encontrar más de un quiebre en nivel, la especificación final de largo plazo utiliza para la estimación de la representación de largo plazo del (logaritmo del) IMACEC es:

$$(4) \quad y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i D_{i,t} + \beta T_t + \varepsilon_t$$

donde en este caso se define $D_1=1$ para $t \in [1985:07, 1996:08]$ y cero en otro caso, $D_2=1$ para $t \in [1990:07, 1996:08]$ y cero en otro caso, $D_3=1$ para $t \in [1991:10, 1996:08]$ y cero en otro

caso, $D_4=1$ para $t \in [1993:07, 1996:08]$ y cero en otro caso. Estas variables corresponden a los períodos en los que no se pudo rechazar la presencia de quiebre. Por ello, estas fechas corresponden a períodos en los que el nivel del IMACEC tuvo una modificación permanente.

GRAFICO 3
TEST SECUENCIAL DE QUIEBRE EN LA REPRESENTACION
DE LARGO PLAZO



Notas: Las líneas continuas corresponden a los *p-values* de los test secuenciales. Las líneas gruesas representan al 10% de probabilidad.

La especificación final de largo plazo para el (log del) IMACEC en la que se internalizan los quiebres en nivel se reporta en el Cuadro 2. El Gráfico 4 muestra una representación del (log del) IMACEC y los valores ajustados.

CUADRO 2
ESPECIFICACION DE LARGO PLAZO

	Parámetro	Error Estándar
α_0	4.5337	0.0172
α_1	-0.0655	0.0201
α_2	-0.0798	0.0159
α_3	0.0527	0.0150
α_4	-0.0552	0.0140
β	0.0067	0.0003

R^2 Corr. = 0.970

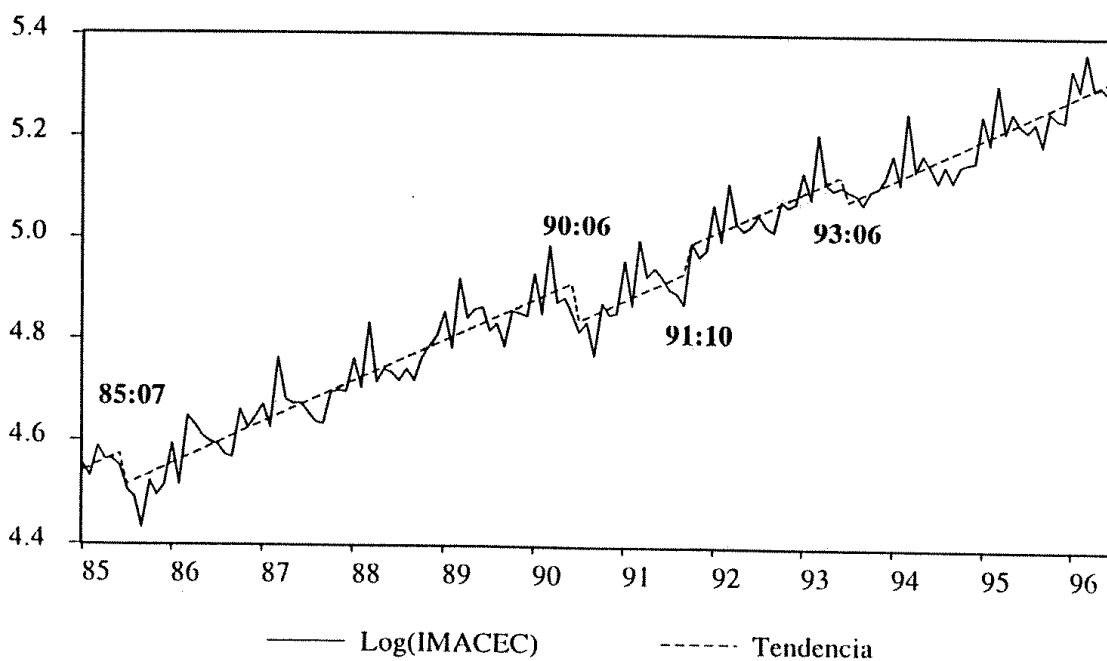
EER = 0.042

DW = 1.927

F = 888.951

Notas: La variable dependiente es el logaritmo (natural) del IMACEC (1985:01-1996:08). R^2 Corr. = R^2 Corregido. EER = Error Estándar de la Regresión. DW = Estadístico de Durbin Watson. F = Test F.

GRAFICO 4
IMACEC Y SU TENDENCIA



Los resultados muestran que el IMACEC posee una tendencia estable de crecimiento de largo plazo de 0.67% mensual, lo que equivale a una tasa de crecimiento anual de 8.34%. Nos referimos a ésta como la tasa *natural* de crecimiento de la economía. Esto implica que el IMACEC tiene una tendencia de largo plazo que es superior a la tasa de crecimiento promedio anual del IMACEC en el período bajo estudio (7.1% aproximadamente) debido a que la tasa promedio no toma en cuenta los saltos discretos en el nivel. Dado que, en la muestra, las

recesiones superan en frecuencia y magnitud a los auge, la tasa de crecimiento promedio subestima la tasa *natural* de la economía⁷.

Una vez encontrada la representación de largo plazo, resta por estimar simplemente la representación de corto plazo. En ella se incorpora el factor de corrección de errores respecto al referente de largo plazo estimado en (4). Por ende, esta representación es bastante general, pues incorpora un factor de “corrección de errores” además de los quiebres en niveles detectados en el referente de largo plazo. La dinámica de largo plazo viene dada por:

$$(5) \quad \Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta y_{t-1} + \alpha_3 \Delta y_{t-2} + \alpha_4 \Delta y_{t-8} + \alpha_5 \Delta y_{t-9} + \alpha_6 \Delta y_{t-15} + \\ \alpha_7 \Delta y_{t-16} + \alpha_8 \Delta y_{t-24} + \alpha_9 \Delta y_{t-27} + \gamma \varepsilon_{t-1} + \eta_t$$

donde ε_t es el residuo de la ecuación de largo plazo estimada en (4) y η_t son innovaciones. Los resultados de la estimación de (5) se reportan en el Cuadro 3. El Gráfico 5 muestra los valores ajustados y los residuos.

CUADRO 3
ESPECIFICACION DE CORTO PLAZO

	Parámetro	Error Estándar
α_1	-0.029	0.003
α_2	-0.316	0.081
α_3	-0.176	0.061
α_4	-0.174	0.058
α_5	0.169	0.058
α_6	-0.182	0.071
α_{78}	-0.306	0.042
α_8	-0.194	0.055
α_9	-0.167	0.059
γ	-0.184	0.087

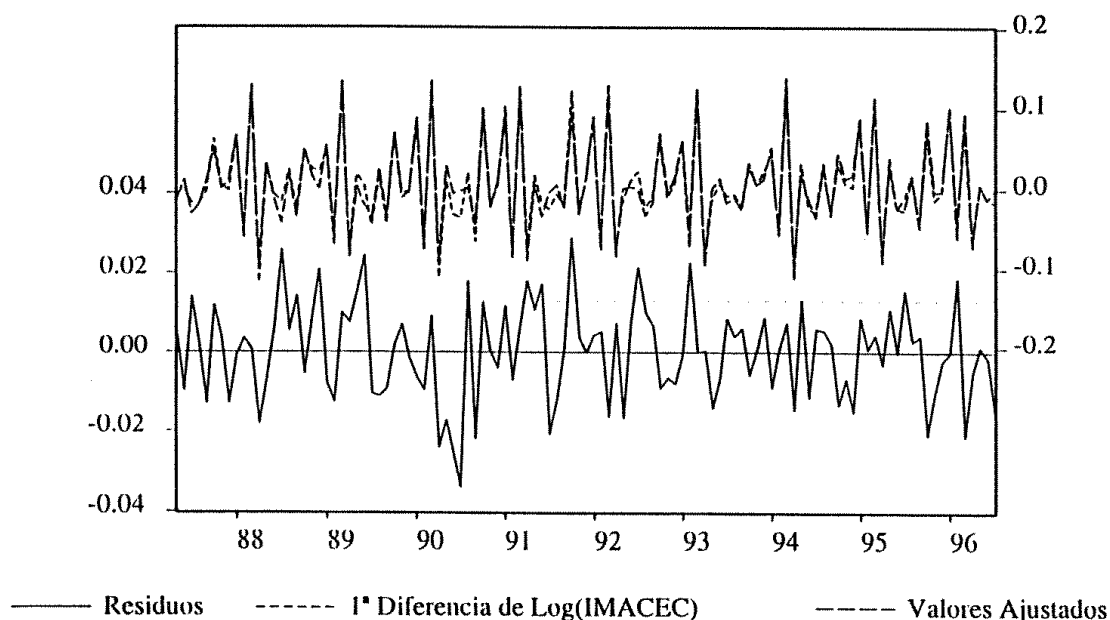
R^2 Corr. = 0.949	EER = 0.013	DW = 1.910	F = 139.858
$Q_6 = 0.593$	$Q^2_6 = 0.999$	LM = 0.853	JB = 0.849
ARCH = 0.132	Ramsey = 0.210		

Notas: La variable dependiente es la diferencia del logaritmo (natural) del IMACEC (1987:02-1996:08). Se incluyeron *dummies* mensuales. R^2 Corr. = R^2 Corregido. EER = Error Estándar de la Regresión. DW = Estadístico de Durbin Watson. F = Test F. $Q_6 = P$ -value del test de “ruido blanco”, de Box y Pierce. $Q^2_6 = P$ -value del test de residuos cuadrados de Box y Pierce. LM = P -value del test de innovaciones, de Breusch y Godfrey. JB = P -value del test de normalidad, de Jarque y Bera. ARCH = P -value del test de autocorrelación en varianza, de Engle. Ramsey = P -value del test de mala especificación, de Ramsey.

7

Un árbitro propuso estimar el modelo de largo plazo mediante la técnica de procesos Markovianos de transición descrita en Hamilton (1994). Los resultados (no reportados) muestran que logaritmo del IMACEC puede ser descrito por un proceso Markoviano de primer orden con cuatro estados (cambios en la constante) pero sin modificaciones en tendencia. Debido a la alta persistencia encontrada en la matriz de transición no existen sobreestimaciones estadísticamente significativas de la tasa *natural* de crecimiento de la serie si se utiliza el modelo de largo plazo descrito en el Cuadro 2.

GRAFICO 5
DINAMICA DE CORTO PLAZO

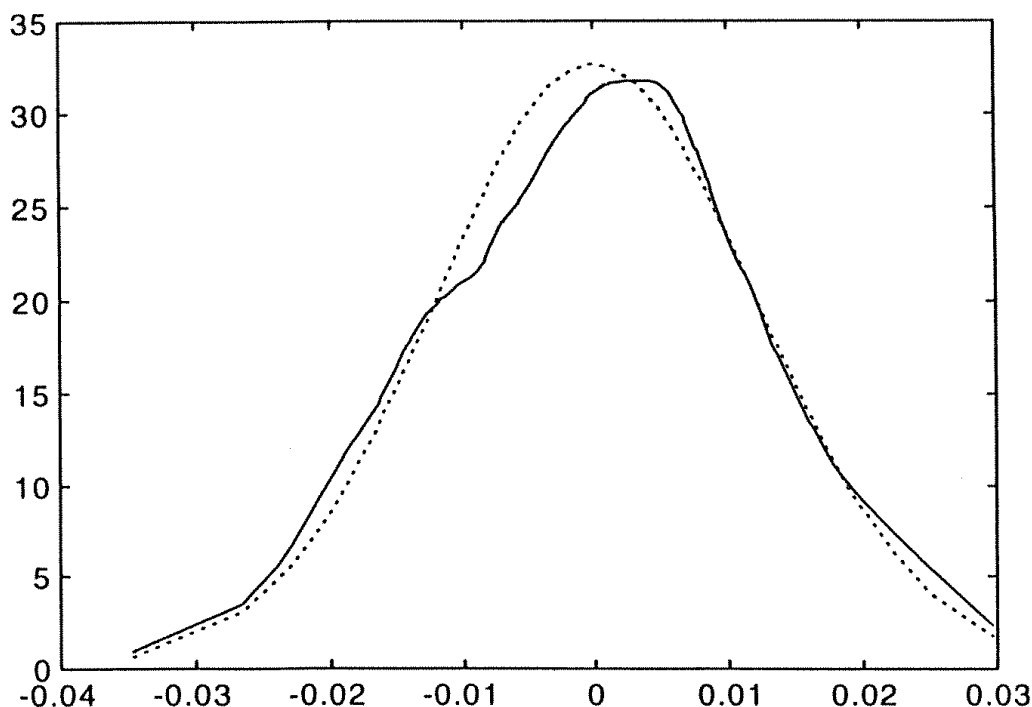


Los resultados reportados muestran el excelente ajuste de la serie, si se recuerda además que la variable dependiente en la ecuación está expresada en diferencias y no en niveles. Los test tradicionales de “ruido blanco” e innovaciones son ampliamente satisfechos; lo mismo ocurre con el test de normalidad en los residuos. Finalmente los test de homoscedasticidad presentan evidencia marginal de la misma. Sin embargo, esta especificación es preferida, por los criterios de selección de Akaike y Schwarz, a la de persistencia en la varianza. Cabe destacar sin embargo, que es posible que esta última tenga algún atractivo teórico, pues bajo esta interpretación los períodos de alta y baja volatilidad estarían agrupados temporalmente.

Si examinamos la dinámica que surge del modelo estimado, se observa cierta persistencia en las tasas de crecimiento del IMACEC y un proceso relativamente lento de ajuste hacia la tendencia de largo plazo (por el valor de γ). Un punto que se anotó en la sección anterior es el referente a la distribución de las innovaciones en el IMACEC. Es posible que cuando hay leptokurtosis, se concluya que existen quiebres estructurales, cuando en realidad la serie tiene una raíz unitaria y *shocks* que provienen de distribuciones distintas a la normal. En este caso es posible conciliar fuertes caídas o aumentos en los niveles cuando las innovaciones provienen de las colas de la distribución.

El Gráfico 6 presenta una estimación no paramétrica de los residuos provenientes del modelo de corto plazo. Dado que el test de Jarque y Bera puede ser burlado por realizar un test conjunto al tercer y cuarto momento, es útil realizar una estimación no paramétrica de la distribución incondicional de los residuos. También están disponibles test no paramétricos más formales a la distribución acumulada.

GRAFICO 6
DISTRIBUCION INCONDICIONAL DE LOS RESIDUOS
DE LA ECUACION DE CORTO PLAZO



Notas: En el eje horizontal se encuentran los residuos de la ecuación de corto plazo. El eje vertical muestra la frecuencia. La línea continua muestra la densidad estimada con el *kernel* de Epanechnikov y el ancho de banda propuesto por Silverman (1986). La línea punteada muestra la densidad de una normal con la misma media y desviación estándar de la serie.

Tal como lo evidencia el Gráfico 6, las innovaciones muestran una distribución empírica muy cercana a la distribución teórica de una normal, por lo que la presencia de colas anchas no se justifica en este caso.

Como conclusión de esta sección, encontramos que una inspección cuidadosa de la serie refleja que ésta tiene una representación de largo plazo, en la que la tasa *natural* de crecimiento es del orden de 8.46% al año con quiebres esporádicos en el nivel. La representación de corto plazo muestra que el factor corrector hacia la tendencia de largo plazo es relativamente pequeño y las innovaciones de la representación de corto plazo son bien comportadas.

IV. EL IMACEC Y SU RELACIÓN CON EL PIB

¿Cuáles son las implicaciones del análisis realizado en la sección anterior para evaluar la tasa natural de crecimiento del PIB? Para responder a esta pregunta es necesario en primera instancia saber cuán buen indicador líder del PIB es el IMACEC. Un análisis de las series trimestrales muestra que ambas series se “causan” en el sentido de Granger, con

marginal preferencia de causalidad de PIB a IMACEC. Esto no debiera sorprender, toda vez que el IMACEC constituye un esfuerzo por mensualizar al PIB.

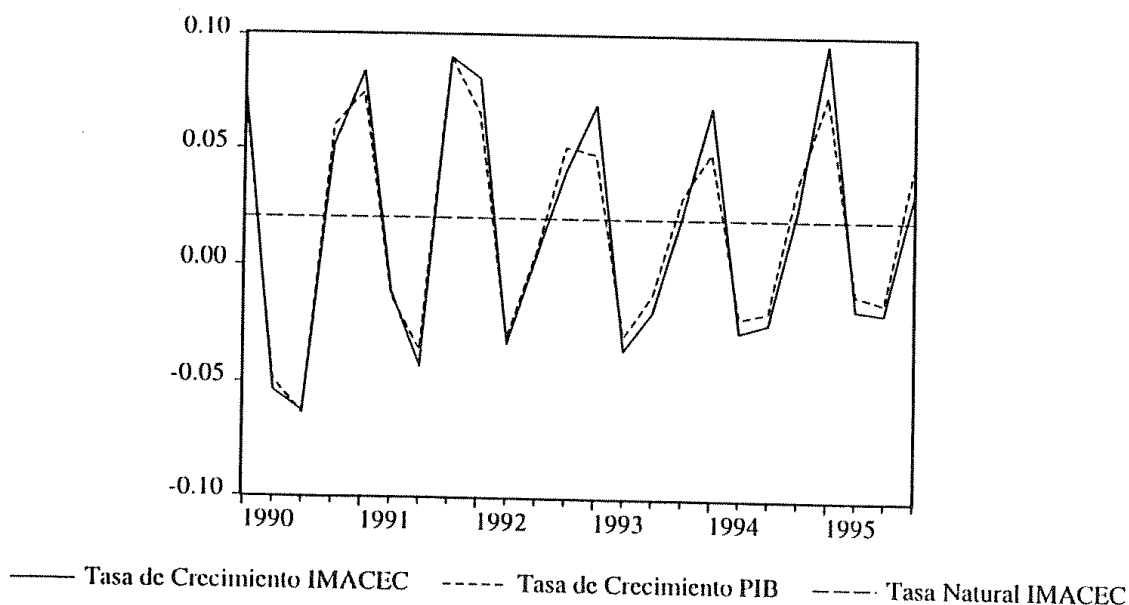
Dado que nos interesa conocer si es que existe una relación estable de largo plazo entre estas variables y comprendiendo que el vector de cointegración no implica direccionalidad alguna, se estimó una regresión de la forma:

$$(6) \quad y_t^* = \alpha + \beta y_t + v_t$$

donde en este caso y^* corresponde al logaritmo (natural) del PIB trimestral. Es importante en este caso verificar la constancia de β , pues ella representa la elasticidad con la que se traducirían los valores correspondientes a la tasa de crecimiento de largo plazo del IMACEC para obtener la tasa de largo plazo del PIB.

Se cuenta con datos trimestrales del PIB sólo a partir del primer trimestre de 1987, por lo que se estimó esta ecuación para dicho período. La nula de elasticidad unitaria no puede ser rechazada. Sin embargo, un análisis cuidadoso del comportamiento de esta elasticidad cuando es computada recursivamente muestra una importante inestabilidad. En particular, no es posible rechazar la presencia de un quiebre en la relación a partir de 1990. Por ello, la elasticidad computada a partir de este período es de 0.968⁸. Esto nos lleva a concluir que, por lo menos a partir de 1990, el PIB es una “contracción” del IMACEC. Esto es, cuando el IMACEC crece por sobre su tasa natural, el PIB crece a una tasa menor y cuando el IMACEC crece a una tasa menor, el PIB lo hace a una tasa mayor. Esto es evidente cuando se observa el comportamiento de las tasas de crecimiento trimestral de ambas variables en el Gráfico 7. El IMACEC posee, por ende, una mayor volatilidad que el PIB en este sentido⁹.

GRAFICO 7
TASAS DE CRECIMIENTO TRIMESTRAL DEL IMACEC Y EL PIB



8

9

La elasticidad tiene una desviación estándar de 0.005. El R2 Corregido es 0.9994 y el DW=1.947.

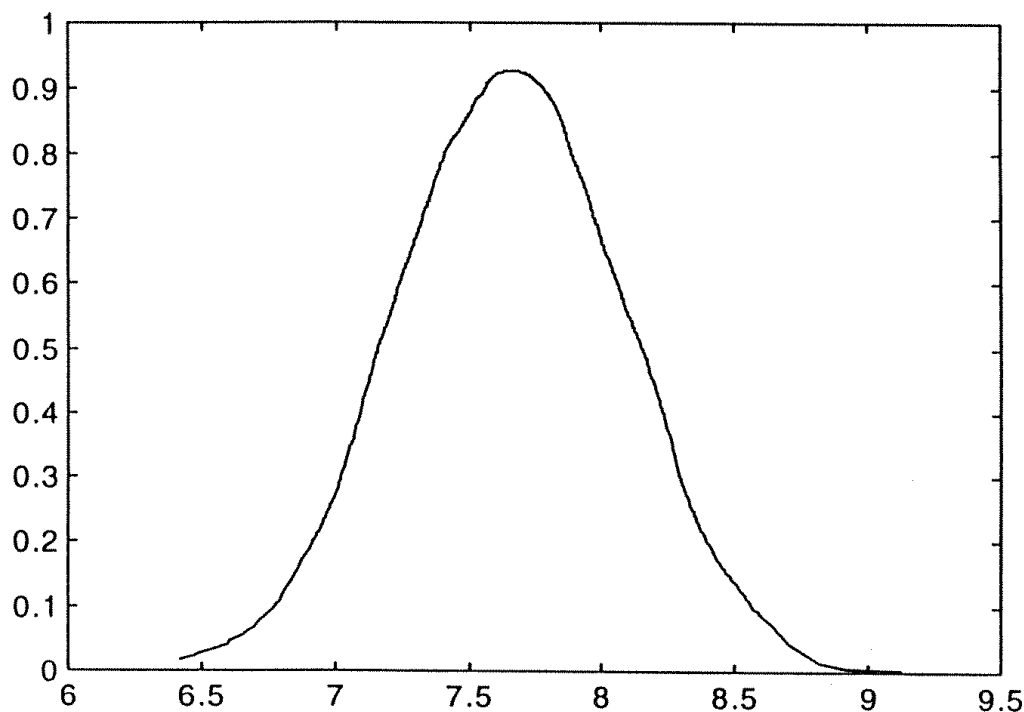
Un uso alternativo que puede hacerse del modelo estadístico mensual es el de utilizarlo para proyecciones de variables de menor frecuencia en el espíritu de Miller y Chin (1996).

Si olvidamos por un momento la característica aleatoria del estimador de la elasticidad y utilizamos la elasticidad computada en (6) encontramos que la tasa *natural* de crecimiento del PIB se sitúa en torno al 8.07% al año. O sea, ésta es nuevamente una tasa muy superior a la tasa promedio trimestral anualizada, que es de apenas 6.8%. Recordemos que tanto la serie trimestral del IMACEC como la del PIB “ocultan” (por la agregación temporal) los saltos discretos en nivel encontrados en las series de mensuales. Por ello, es un error el estimar la tasa *natural* de crecimiento de la economía a partir de estas series sin considerar que, a una frecuencia más alta, se encuentra una relación estable como la descrita en la sección anterior.

El ignorar esta regularidad en los datos conduce a que con periodicidad casi semanal seamos testigos de actualizaciones de las proyecciones de crecimiento, tanto por el Banco Central como por el Ministerio de Hacienda en los recientes años.

Una vez encontrada una manera estadística de vincular la tasa de crecimiento de largo plazo del IMACEC a la del PIB es posible realizar inferencias acerca de la evolución de corto plazo en esta última variable. El Gráfico 8 muestra la distribución de las tasas de crecimiento del IMACEC proyectadas para el año 1996, condicional en información mensual disponible hasta agosto del presente año.

GRAFICO 8
DISTRIBUCION INCONDICIONAL DE LAS TASAS PROYECTADAS
DE CRECIMIENTO DEL IMACEC. (1996)



Notas: El eje horizontal muestra las proyecciones de la tasa de crecimiento anual del IMACEC para 1996. El eje vertical muestra las frecuencias. Estas proyecciones se realizan en base a 1.000 simulaciones de Monte Carlo en base a la especificación de Corto Plazo reportada en el Cuadro 3. La distribución “empírica” se estima con el *kernel* de Epanechnikov y el ancho de banda propuesto por Silverman (1986).

Tal como se evidencia, la distribución “empírica” tiene una media que implica una tasa de crecimiento de 7.66%. El Cuadro 4 presenta la distribución acumulada de las tasas de crecimiento proyectadas.

CUADRO 4
DISTRIBUCION ACUMULADA DE LAS TASAS PROYECTADAS
DE CRECIMIENTO ANUAL DEL IMACEC. (1996)

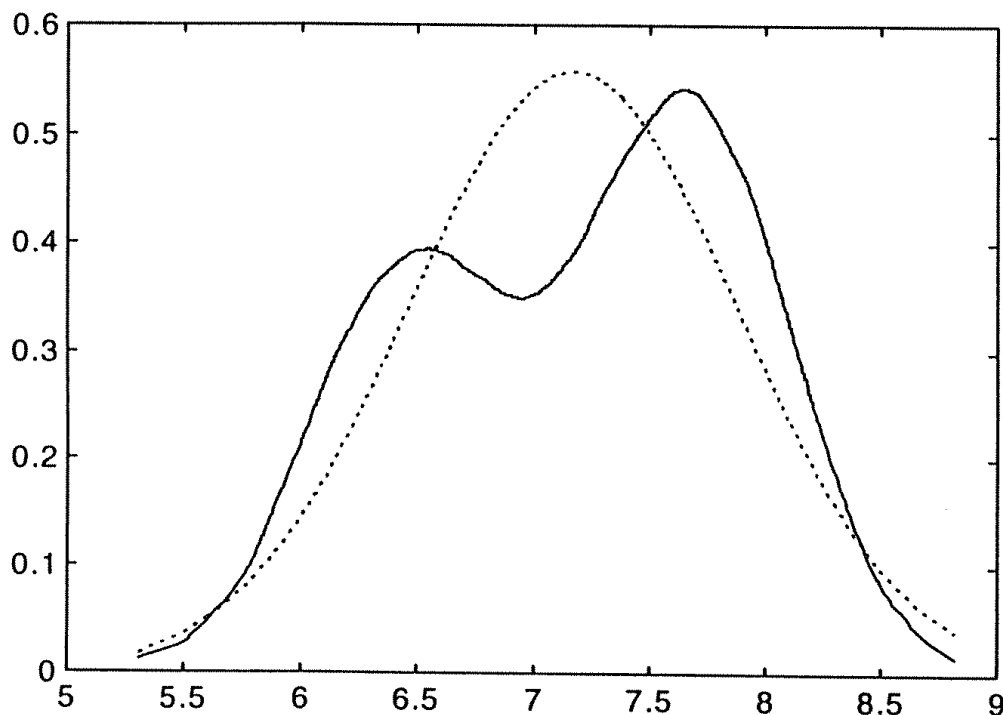
Tasa de Crecimiento	Distribución Acumulada (%)
< 6%	0.0
< 6.5%	0.4
< 7%	5.5
< 7.5%	35.4
< 8%	79.2
< 8.5%	97.9
< 9%	99.9
< 9.5%	100.0

Notas: La distribución acumulada se computa en base a 1000 muestras independientes simuladas para las tasas de crecimiento del IMACEC en base a la especificación de corto plazo reportada en el Cuadro 3.

Tal como lo evidencian el Gráfico 8 y el Cuadro 4, la tasa de crecimiento proyectada para 1996 es bastante más elevada de lo que se estima en círculos oficiales. En particular, el rango de tasas de crecimiento del PIB de 6% o menos, que corresponde a una tasa de crecimiento del IMACEC inferior al 6.2% tiene una probabilidad de ocurrencia cercana a cero. Una tasa de crecimiento de largo plazo de entre 6 y 6.5% para el PIB tiene una probabilidad de ocurrencia aún más baja. Lo mismo ocurre en cuanto a las proyecciones de crecimiento para 1997, donde la probabilidad de que la tasa de crecimiento del IMACEC sea inferior a 6% es de apenas 5.3%.

Cabe destacar, sin embargo, que estas proyecciones parten del supuesto que no existiría un quiebre en el nivel de largo plazo. En un trabajo reciente Chumacero y Quiroz (1996) encuentran un modelo con el cual es posible realizar estimaciones acerca de la probabilidad de ocurrencia de quiebres en el nivel de largo plazo del IMACEC. Ahí se detecta que la probabilidad de ocurrencia de un quiebre de nivel hacia abajo (*crash*) alcanza a aproximadamente un 40% hacia el último trimestre de este año. Si incorporamos esta consideración en las proyecciones de la tasa de crecimiento de la economía para 1996 y 1997 los resultados presentados anteriormente cambian de manera importante. El Gráfico 9 muestra la distribución de las tasas de crecimiento del IMACEC proyectadas para el año 1996 bajo este escenario.

GRAFICO 9
DISTRIBUCION INCONDICIONAL DE LAS TASAS PROYECTADAS
DE CRECIMIENTO DEL IMACEC. (1996)



Notas: El eje horizontal muestra las proyecciones de la tasa de crecimiento anual del IMACEC para 1996. El eje vertical muestra las frecuencias. Estas proyecciones se realizan en base a 1.000 simulaciones de Monte Carlo en base a la especificación de Corto Plazo reportada en el Cuadro 3 considerando un 40% de probabilidad de quiebre en el último trimestre de 1996. La línea continua muestra la densidad estimada con el *kernel* de Epanechnikov y el ancho de banda propuesto por Silverman (1986). La línea punteada muestra la densidad de una normal con la misma media y desviación estándar de la serie.

Tal como se evidencia, la distribución “empírica” tiene una media que implica una tasa de crecimiento de 7.17%. El Cuadro 5 presenta la distribución acumulada de las tasas de crecimiento proyectadas.

CUADRO 5
DISTRIBUCION ACUMULADA DE LAS TASAS PROYECTADAS
DE CRECIMIENTO ANUAL DEL IMACEC. (1996)

Tasa de Crecimiento	Distribución Acumulada (%)
< 5.5%	0.5
< 6%	4.7
< 6.5%	21.6
< 7%	40.2
< 7.5%	61.3
< 8%	87.7
< 8.5%	98.8
< 9%	100.0

Notas: La distribución acumulada se computa en base a 1.000 muestras independientes simuladas para las tasas de crecimiento del IMACEC en base a la especificación de corto plazo reportada en el Cuadro 3 y asumiendo un 40% de probabilidad de quiebre en el último trimestre del año.

Tanto el Gráfico 9 cuanto el Cuadro 5 continúan mostrando tasas de crecimiento superiores a las comúnmente utilizadas. Dada la elevada probabilidad de quiebre en el nivel la distribución incondicional es bimodal. Con todo, se debe destacar que la tasa de crecimiento de la economía en el largo plazo no se vería afectada por este quiebre. Sin embargo, para este escenario, más apropiado que el anterior, la probabilidad de que la tasa de crecimiento del IMACEC sea inferior a 6% en 1997 sería de aproximadamente 37%.

V. CONCLUSIONES Y EXTENSIONES

Este documento reporta evidencia que indica la presencia de una tasa *natural* de crecimiento de la economía chilena, la cual resulta bastante superior a la que se maneja generalmente. En particular, la tasa de crecimiento de largo plazo del IMACEC es de 8.34%. Esto implica que la tasa *natural* de crecimiento del PIB es algo superior al 8%. Se demuestra que esta tasa de crecimiento es estable en el período de análisis y que el IMACEC mensual sufre de cambios ocasionales en los niveles. Entre 1985 y 1996 se encontraron tres episodios contractivos y un episodio expansivo en el nivel del IMACEC. Las hipótesis de estacionariedad en diferencia y de quiebres en tendencia, son ampliamente rechazadas por los datos.

Por ello, las proyecciones oficiales de crecimiento que, en general, toman en cuenta la tasa de crecimiento promedio del producto están subestimando seriamente la tasa *natural* de crecimiento de la economía. En particular, para el año 1996, la probabilidad de observar una tasa de crecimiento del producto inferior al 6.5% es 0.4% en caso de que no se presente un quiebre en nivel hacia fines de este año. Si se considera la posibilidad de quiebre en el último trimestre del presente año, algo bastante plausible atendiendo a los últimos resultados de Chumacero y Quiroz (1996), esta probabilidad aumenta a 21.6%.

Una pregunta que (de manera deliberada) queda sin responder en este documento es ¿cuál es la génesis de estos *shocks* en el nivel del IMACEC? Responder a esta pregunta pasa por una modelación más estructurada de la economía chilena, en la que se considere de manera explícita el carácter optimizador de los distintos agentes que la componen. Esta es una tarea que abre una agenda de investigación (en la línea de Chumacero y Quiroz, 1996) que idealmente debería ser capaz de explicar si estos *shocks* provienen de factores internos (políticas fiscales, monetarias, cambios tecnológicos, etc.) y factores externos (términos de intercambio, percepciones de riesgo de inversión de agentes extranjeros, etc.).

Los ejercicios de proyección que utilicen este modelo como mera representación estadística deben ser cuidadosos en reflejar la incertidumbre que ha de otorgarse a la presencia de estos episodios de modificaciones permanentes en el nivel. Sin embargo, los modelos de transición markoviana conducen a concluir que no existirían sobreestimaciones estadísticamente importantes en la tasa *natural* de crecimiento. Los trabajos de investigación más estructurados pueden utilizar los gradientes de la distribución condicional del IMACEC obtenida en este trabajo como las *matching-conditions* en la estimación de parámetros profundos de modelos de optimización intertemporal¹⁰.

REFERENCIAS

- Andrews, D. (1993), "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point". *Econometrica*, 61.
- Banerjee, A.; R. Lumsdaine y J. Stock (1992), "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10.
- Christiano, L. (1992), "Searching for a Break in the GNP". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10.
- Christiano, L. y M. Eichenbaum. (1990), "Unit Roots in Real GNP: Do We Know, and Do We Care?". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32.
- Chumacero, R. y J. Quiroz. (1996), "Business Cycles and Growth in the Chilean Economy: 1985-1996". *Manuscrito*. Universidad de Chile.
- Engle, R. y C.W.J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55.
- Gallant, R. y G. Tauchen (1995), "Which Moments to Match?". *Manuscrito*. Duke University.
- Goodwin, T. (1993), "Business-Cycle Analysis with a Markov-Switching Model". *Journal of Business & Economic Statistics*, 11.
- Hamilton, J. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica*, 57.
- Hamilton, J. (1990), "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime". *Journal of Econometrics*, 45.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hendry, D. (1995), *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press.
- Kim, Ch. (1994), "Dynamic Linear Models with Markov-Switching". *Journal of Econometrics*, 60.

10

Una excelente recopilación de referencias para la aplicación de este tipo de métodos se encuentra en Tauchen (1995).

- Lam, P. (1990), "The Hamilton Model with General Autoregressive Component: Estimation and Comparison with Other Models of Economic Time Series". *Journal of Monetary Economics*, 26.
- Lucas, R. y T. Sargent (1978), "After Keynesian Macroeconomics", en *After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and high Unemployment*. Conference Series 19, Federal Reserve Bank of Boston.
- Marfán, M. (1992), "Reestimación del PGB Potencial en Chile: Implicaciones para el Crecimiento". *Cuadernos de Economía*. 87.
- Miller, P. y D. Chin (1996), "Using Monthly Data to Improve Quarterly Model Forecasts". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 20.
- Noriega-Muro, A. (1993), *Nonstationarity and Structural Breaks in Economic Time Series*. Avebury.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, The Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica*, 57.
- Silverman, B. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman & Hill.
- Sims, C. y H. Uhlig (1991), "Understanding Unit Rooters: A Helicopter Tour". *Econometrica*, 59.
- Tauchen, G. (1995), "New Minimum Chi-Square Methods in Empirical Finance". *Manuscrito presentado en el Séptimo Congreso Mundial de la Sociedad Económica*. Duke University.
- Zivot, E. y D. Andrews. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10.