

SE BUSCA UNA RAIZ UNITARIA: EVIDENCIA PARA CHILE*

RÓMULO A. CHUMACERO

Abstract

This paper presents compelling evidence against the null hypothesis of a unit root in series such IMACEC, consumption or GDP for the Chilean economy. This evidence builds on results derived by Chumacero (2000) that show that when the scale variable is difference stationary, the returns on assets should present a behavior that is not supported by the data. Thus, care should be taken when using econometric models that impose unit roots based on traditional tests.

Resumen

Este documento presenta evidencia contundente en contra de la hipótesis nula de que series tales como el IMACEC, el consumo o el PIB chilenos presentan una raíz unitaria. Esta evidencia se apoya en resultados derivados en Chumacero (2000) que muestran que en caso que alguna de estas variables de escala sea estacionaria en diferencia, los retornos de activos disponibles para los agentes deben presentar un comportamiento que se encuentra reñido con el observado en Chile. Por ello, debe tenerse gran cautela en no utilizar modelos econométricos en los que se impongan raíces unitarias sobre la base de tests tradicionales.

JEL Classification: C12, C22, G12.

Keywords: *Unit Root, Asset Pricing.*

* Se agradecen los comentarios de Rodrigo Fuentes, Christian Johnson, Klaus Schmidt-Hebbel, Raimundo Soto; de los participantes del Seminario de Economía del Banco Central de Chile y de un árbitro anónimo. También se agradece la eficiente colaboración de Matías Tapia. Los descargos usuales se aplican.

□ Departamento de Economía de la Universidad de Chile y Gerencia de Investigaciones del Banco Central de Chile. E-mail: rchumace@econ.uchile.cl

1. INTRODUCCIÓN

Una de las prácticas más comunes en la literatura empírica es la de realizar tests de raíces unitarias a series de tiempo macroeconómicas. Esto se debe a que, dado que gran parte de las mismas no son estacionarias (por ejemplo, el producto o el consumo), resulta relevante evaluar cuál es la fuente del desvío de estacionareidad.

Hasta principios de los años ochenta se consideraba que las series podían caracterizarse como estacionarias alrededor de una tendencia determinística (lineal o no lineal); sin embargo, este consenso fue fuertemente cuestionado por Nelson y Plosser (1982), quienes arguyen que buena parte de las series de tiempo de EE.UU. debían caracterizarse como estacionarias en diferencia.

La influencia de este trabajo es tan grande, que ahora es tradicional realizar mecánicamente tests de raíces unitarias a toda serie de tiempo que se utilice, muchas veces sin reparar en las consecuencias económicas que pueden derivarse de sus resultados.

Es importante destacar, sin embargo, que los tests tradicionales de raíces unitarias sufren de importantes problemas econométricos que los hacen bastante débiles a distintas alternativas. Esto es importante si recordamos las diferencias fundamentales que existen entre series estacionarias en tendencia y series estacionarias en diferencia. Mientras las primeras tienen intervalos de confianza acotados para proyecciones de largo plazo a sus niveles, las segundas no los tienen. Más importante aún, *shocks* transitorios y no anticipados tienen efectos transitorios sobre los niveles de las series cuando éstas son estacionarias en tendencia, en tanto que los efectos son permanentes para los niveles si las series son estacionarias en diferencia.

A su vez, buena parte de la literatura empírica ha encontrado un campo fértil para testear (aunque fuera de modo débil) la validez de una determinada teoría, mediante tests de cointegración. Estos requieren que las series involucradas en la estimación de la relación de largo plazo compartan el mismo orden de integración. La evaluación de dicho orden pasa indefectiblemente por la utilización de tests de raíces unitarias.

Por otro lado, modelos econométricos que utilizan la metodología de Vectores Autorregresivos (VAR) suelen apoyarse en tests de raíces unitarias para evaluar el número de veces que una variable debe ser diferenciada para introducirse en un modelo de este tipo. Por ello, no es poco frecuente encontrar modelos VAR en los que se utilizan primeras diferencias de variables de escala (tales como producto o consumo) en sus estimaciones. Estos modelos olvidan que las implicancias que resulten de sus funciones de impulso-respuesta tienen efectos permanentes sobre la variable de escala en niveles.

A pesar de la importancia de determinar la fuente de no estacionareidad de una serie, los trabajos empíricos suelen reducirse a la aplicación mecánica de tests estadísticos sin reparar en las consecuencias económicas de sus resultados. Por ello, no es infrecuente encontrar trabajos que aducen que series tales como las tasas de interés (reales y nominales), la tasa de inflación, y aún tasas de ahorro o inversión, son estacionarias en diferencia. Esto, a pesar de que no parece existir respaldo de la teoría económica para tales conclusiones.

Este trabajo aplica la metodología descrita en Chumacero (2000) para demostrar que no existe soporte económico o empírico para considerar que nin-

guna de las series macroeconómicas de consumo o producto de la economía chilena presenten una raíz unitaria.

El documento se organiza de la siguiente manera: La sección 2 presenta una revisión crítica de los principales tests econométricos tradicionalmente utilizados para evaluar la presencia de raíces unitarias. La sección 3 describe brevemente tests indirectos de raíces unitarias que se apoyan en teoría económica. La sección 4 reporta los resultados de aplicar estos tests a series de producción, consumo y ventas para la economía chilena. Finalmente, la sección 5 presenta las principales conclusiones.

2. LOS TESTS TRADICIONALES

En esta sección se presenta una breve descripción de los tests econométricos comúnmente utilizados para evaluar la eventual presencia de una raíz unitaria. En todos los casos, los tests se caracterizan por utilizar estadísticos obtenidos de especificaciones univariadas para la serie de interés y comparar los valores obtenidos con aquellos que resultan de sus propiedades asintóticas bajo la hipótesis nula.

Los tests más frecuentemente utilizados para evaluar la presencia de una raíz unitaria corresponden a variantes de los tests propuestos por Dickey y Fuller (1979). En su versión más general, el test más popular corresponde al test de Dickey y Fuller aumentado (ADF) que consiste en estimar mediante mínimos cuadrados ordinarios (OLS) para evaluar la hipótesis nula $H_0 : \rho = 1$ contra la hipótesis alternativa $H_1 : \rho < 1$.

$$(1) \quad z_t = \alpha + \delta t + \rho z_{t-1} + \sum_{i=1}^j \phi_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t$$

En (1) j es escogido de modo tal que ε sea ruido blanco. Luego de realizada la estimación de los coeficientes, tres tipos de tests son generalmente derivados a partir de estos resultados:

$$(2) \quad \begin{aligned} ADF^{(1)} &= T(\hat{\rho} - 1) \\ ADF^{(2)} &= (\hat{\rho} - 1) / \hat{\sigma}_{\hat{\rho}} \\ ADF^{(3)} &= (T - k) (SSR - SSU) / (2 \cdot SSU) \end{aligned}$$

donde T corresponde al tamaño de muestra, SSU a la suma de cuadrados de los residuos del modelo estimado en (1), SSR a la suma de cuadrados de los residuos de una versión restringida de (1) donde se impone la nula $H_0 : \rho = 1$; $\delta = 0$ y finalmente k es el número de parámetros estimados en el modelo restringido.

Tal como lo demostraran Dickey y Fuller, la distribución asintótica de cada uno de estos tests no es estándar, por lo que los valores calculados deben compararse con valores críticos distintos a los convencionalmente utilizados para el caso de series estacionarias¹.

¹ En Hamilton (1994) se presenta una derivación formal de las propiedades asintóticas de cada test y se encuentran sus respectivos valores críticos.

Un problema operacional importante que se encuentra en este test corresponde a la elección de j (número de rezagos incluidos) puesto que el test puede ser no sólo sensible a esta selección, sino también a la exclusión de rezagos que no resulten ser significativos. Una variante del test de ADF propuesta por Phillips y Perron (1988, que denotamos por PP) es la de estimar:

$$(3) \quad z_t = \alpha + \delta t + \rho z_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde se excluyan los rezagos de las primeras diferencias de la variable. En este caso, los residuos resultantes no serán necesariamente ruido blanco, por lo que una corrección por la eventual presencia de autocorrelación debe realizarse a variantes de los primeros dos tests descritos en (2). En particular, matrices de varianzas y covarianzas consistentes con autocorrelación deben ser utilizadas. Denotamos a estos tests como $PP^{(i)}$ para $i=1,2$.

Es importante destacar que tanto los tests ADF como los de PP realizan inferencia tomando como hipótesis nula la estacionariedad en diferencia de la serie. El test desarrollado por Kwiatkowski, et al. (1992, que denotamos por KPSS) toma en cuenta que la varianza de la suma parcial de residuos de un modelo auxiliar como

$$(4) \quad z_t = \alpha + \delta t + \varepsilon_t$$

debiera ser baja en el caso que la serie en cuestión sea estacionaria en tendencia y alta en el caso que la serie sea estacionaria en diferencia. Con base en esta observación, se construye un estadístico utilizando la suma parcial de residuos y se comparan los valores críticos con los reportados en Kwiatkowski *et al.* (1992) tomando en cuenta que en este caso la hipótesis nula es la de estacionariedad en tendencia y la alternativa estacionariedad en diferencia³. Rothman (1997) demuestra que cuando la serie en cuestión posee alta persistencia, los valores críticos de Kwiatkowski *et al.* (1992) presentan importantes problemas de tamaño (esto es, se cometen demasiados errores Tipo I), por lo que debieran utilizarse valores críticos menos conservadores. Sin embargo, al hacerlo el test incurre en serios problemas de poder (es decir, ahora se cometen demasiados errores Tipo II).

El problema de poder del test KPSS no es exclusivo a tests en los que se asume estacionariedad en tendencia, pues, tal como lo demuestra Perron (1989), los tests tradicionales de raíz unitaria (como ADF y PP) tienen muy bajo poder ante la alternativa de series estacionarias en tendencia con quiebres ocasionales en nivel o tendencia. En particular, Perron (1989) demuestra que aun cuando la hipótesis de raíz unitaria no pueda ser rechazada para el caso de series como el PIB de EE.UU. al utilizar variantes de ADF y PP, ésta es fuertemente rechazada si se incluye la posibilidad de un quiebre en nivel en la serie.

Un problema con el test de Perron (1989) es que impone el período de quiebre a un episodio en particular, por lo que puede incurrir en sesgos previos a la

² La distribución asintótica de estos tests coincide con la de ADF.

³ Dado que los residuos generalmente no serán ruido blanco, nuevamente un ajuste por la eventual presencia de autocorrelación debe ser realizado.

estimación. Zivot y Andrews (1992, que denotamos por ZA) derivan tests similares a los de ADF, pero ahora tratan al período de eventual quiebre en nivel o tendencia como una variable latente. Tests secuenciales permiten arribar a estadísticos que pueden ser luego comparados con los valores críticos presentados en Zivot y Andrews (1992). La versión más utilizada de este test corresponde a la estimación de estadísticos t como los derivados en la segunda ecuación de (2), pero ahora se incluyen *dummies* secuenciales para tomar en cuenta la eventual presencia de un quiebre en nivel, un quiebre en tendencia o un quiebre en ambos. Denotamos a estos tres tipos de tests como $ZA^{(i)}$ para $i=1, 2, 3^4$.

Es importante destacar que en todas las especificaciones utilizadas, la posible presencia de una tendencia determinística fue aproximada por una tendencia lineal. Bierens (1997) desarrolla un test de raíz unitaria en el que se admite la eventual presencia de no linealidades en el caso de estacionariedad en tendencia. Para ello, se modifica de la siguiente forma:

$$(5) \quad z_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \delta_i g_i(t) + \rho z_{t-1} + \sum_{i=1}^j \phi_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t$$

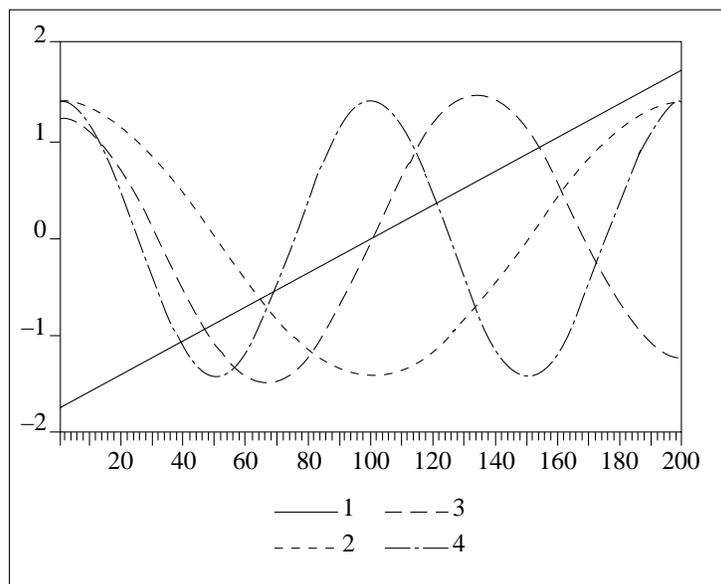
donde $g_i(t)$ corresponde a la aproximación de grado i de un polinomio ortogonal de Chebishev⁵. El empleo de polinomios ortogonales se justifica, porque la utilización de polinomios del tipo t^i conduciría a series altamente colineales para grados elevados de i .

El gráfico 1 muestra los polinomios ortogonales de Chebishev (de grados 1 hasta 4) que se obtendrían para una muestra de tamaño 200. Una vez generados estos polinomios, tests similares a los reportados en (2) pueden construirse. Obviamente, los valores críticos de estos tests no coincidirán con los de ADF por la presencia de los polinomios, por lo que los valores calculados deben compararse con los reportados en Bierens (1997). Un punto importante a tomar en cuenta es que los valores críticos serán sensibles a m (el grado máximo del polinomio utilizado), por lo que la elección de dicho valor toma particular relevancia. Una estrategia saludable en este caso, como en los tests ADF, es la de escoger j y m con una combinación de algún criterio automático de selección (como Akaike, Schwarz o Hannan-Quinn) y la metodología de general a particular.

⁴ Chumacero y Quiroz (1996) presentan una descripción más detallada de este test.

⁵ Los mismos se construyen sobre variantes de polinomios de orden i de la función $\cos[\pi(t-0.5)/T]$ siendo T el tamaño de muestra y poseen varias características interesantes. Debido a la propiedad de ortogonalidad y dado que poseen una forma funcional cerrada, ellos son particularmente útiles para aproximar tendencias altamente no lineales aun con valores modestos de m , si la función a ser aproximada es lo suficientemente suave. Finalmente, dado que los mismos están normalizados por el tamaño de muestra, los polinomios están siempre acotados.

GRAFICO 1
POLINOMIOS ORTOGONALES DE CHEBISHEV (G_j)



En el caso de EE.UU., luego de los trabajos de Perron (1989) y Zivot y Andrews (1992) parecía haberse llegado al consenso que series tales como el PIB o el consumo podrían ser mejor descritas como estacionarias en tendencia con quiebres ocasionales en nivel o tendencia. Este consenso fue recientemente cuestionado por Murray y Nelson (2000) que muestran que los tests de ZA pueden presentar problemas de nivel cuando el verdadero proceso que genera los datos corresponde a series estacionarias en diferencia con *outliers* aditivos⁶. La presencia de dichos *outliers* hace que un economista incorrectamente reconozca un quiebre en nivel en una serie estacionaria en tendencia cuando, en realidad, la serie tiene una raíz unitaria.

Este breve resumen nos sirve para mostrar que los tests estadísticos comúnmente utilizados para discriminar series estacionarias en tendencia de series estacionarias en diferencia presentan serios problemas. De hecho, tal como lo demuestran Christiano y Eichenbaum (1990), la pregunta de si una serie tiene o no una raíz unitaria no puede ser respondida mediante estos tests en muestras finitas. Sin embargo, la popularidad que estos tests tienen en la literatura empírica hace fundamental evaluar su consistencia a la luz de la teoría económica. Lamentablemente, dado que estos tests se remiten a la adopción mecánica de criterios estadísticos, esto no es posible de ser alcanzado con los mismos.

⁶ Formalmente, sea $\Delta z_t = \alpha + \sum_{i=1}^j \delta_i \Delta z_{t-i} + \tau A_t^{T_0} + \varepsilon_t$ el proceso que genera los datos; definimos el *outlier* aditivo en el período T_0 como el valor de $\tau \neq 0$ y A_t igual a 1 cuando t es T_0 y 0 en otro caso.

Recientemente, Chumacero (2000) muestra que existe una manera simple y transparente de realizar un test indirecto de raíz unitaria tomando en cuenta las implicaciones económicas que su presencia conlleva. En la siguiente sección describimos brevemente la manera en que estos tests pueden ser utilizados.

3. TESTS CIMENTADOS EN TEORÍA

Tres características son comunes a los tests descritos en la sección 2; la primera es que todos ellos se basan en representaciones estadísticas univariadas para la serie de interés; la segunda es la virtual ausencia de contenido económico en sus resultados, y la última es el bajo poder que tienen respecto a hipótesis alternativas. En esta sección describimos tests indirectos para evaluar la hipótesis nula de una raíz unitaria en variables de escala, tales como el consumo o el producto que considera las implicaciones económicas que su presencia conlleva. A diferencia de los tests estadísticos descritos previamente, nuestros resultados se basan en consideraciones provenientes de modelos de equilibrio general y no presentan los mismos problemas estadísticos de tamaño y poder.

Para derivar los tests indirectos a los que se hace referencia, considere un agente representativo interesado en maximizar:

$$(6) \quad E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t)$$

donde E_t denota la esperanza condicional en la información disponible al período t , $0 < \beta < 1$ al factor subjetivo de descuento, c_t al consumo en el período t y $u(\cdot)$ a la función de utilidad que se asume estrictamente creciente y estrictamente cóncava.

La maximización de (6) se realiza satisfaciendo la restricción de flujos:

$$(7) \quad c_t + b_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{B_t^U}{P_t} + \frac{B_t^D}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + \frac{T_t}{P_t} \leq \\ y_t + (1 + r_{t-1})b_{t-1} + (1 + i_{t-1})\frac{B_{t-1}}{P_t} + \\ (1 + i_{t-1}^U)\frac{U_t}{U_{t-1}}\frac{B_{t-1}^U}{P_t} + (1 + i_{t-1}^D)\frac{D_t}{D_{t-1}}\frac{B_{t-1}^D}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t}$$

donde b_t denota a la demanda privada de bonos libres de riesgo con retorno real r_t en el siguiente período, B_t la demanda de bonos con retorno nominal i_t , B_t^U la demanda de bonos con retorno i_t^U sobre la evolución de la UF (que denotamos por U), B_t^D la demanda de bonos con retorno i_t^D sobre la evolución del dólar (que denotamos por D), M_t la demanda de saldos nominales, T_t las transferencias del gobierno al sector privado en el período t , y P_t al nivel de precios en t .

La restricción presupuestaria muestra que el agente puede demandar cuatro tipos de bonos para intentar suavizar la trayectoria intertemporal de su consumo, mientras que los retornos se determinan luego de imponer las condiciones de equilibrio en cada mercado.

Las ecuaciones de Euler correspondientes a cada uno de estos activos pueden describirse del siguiente modo:

$$(8) \quad (1 + x_t)^{-1} = \beta E_t \left[\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} w_{t+1} \right]$$

donde:

x_t	w_{t+1}
r_t	1
i_t	P_t/P_{t+1}
i_t^U	$(P_t/P_t)(U_{t+1}/U_t)$
i_t^D	$(P_t/P_{t+1})(D_{t+1}/D_t)$

Asumiendo que la función de utilidad del agente es CRRA (aversión relativa al riesgo constante) con coeficiente de aversión relativa γ , (8) puede expresarse como:

$$(9) \quad (1+x_t)^{-1} = \beta E_t \left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \omega_{t+1} \right]$$

Chumacero (2000) propone utilizar para desarrollar tests indirectos de raíz unitaria sobre la variable de escala (sea esta c o y) tomando en cuenta que en caso de que exista una raíz unitaria en el proceso que describe la trayectoria de la variable de escala, la relación entre el retorno de un activo, variaciones presentes y pasadas de las primeras diferencias de los logaritmos de la escala y otras variables debe ser determinística, en tanto que cuando la variable de escala no presenta una raíz unitaria esta relación debe ser estocástica.

La manera más simple de verificar que esto es cierto es la siguiente: Definimos $n_{t+1} = (\Delta \ln s_{t+1} w_{t+1})'$, $\mu = E_t n_{t+1}$, $\Sigma_t = V_t n_{t+1}$ y $a = (-\gamma 1)'$ donde s corresponde a la variable de escala utilizada (ya sea consumo o producto) y V_t a la varianza condicional en la información disponible en t . Asumiendo que, condicional a la información en t , n tiene una distribución normal multivariada con momentos centrales μ_t y Σ_t respectivamente, entonces $E_t e^{a' n_{t+1}} = e^{a' \mu_t + \frac{1}{2} a' \Sigma_t a}$. Por lo tanto, de (9) se desprende que:

$$(10) \quad \ln(1+x_t) = - \left[\ln \beta + a' \mu_t + \frac{1}{2} a' \Sigma_t a \right]$$

Para verificar que la relación entre el logaritmo del retorno bruto de un activo y el valor esperado de la primera diferencia del logaritmo de la escala es estocástica sólo en el caso que esta última no posea una raíz unitaria, presentamos como ejemplo los resultados que se obtendrían al derivar el retorno r_t .⁷ Suponga, por ejemplo, que la ley de movimiento de la variable de escala puede adoptar una de las siguientes formas:

$$(11) \quad \text{(DS): } \Delta \ln q_t = \alpha + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta \ln q_{t-i} + \varepsilon_t, \text{ donde } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$\text{(TS): } \ln q_t = \alpha t + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta \ln q_{t-i} + v_t, \text{ donde } v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$$

donde la primera ecuación nos muestra la ley de movimiento de la variable de escala cuando esta es estacionaria en diferencia (DS) y la segunda cuando es

⁷ Derivaciones formales de estos y otros resultados pueden encontrarse en Chumacero (2000).

estacionaria en tendencia (TS), q corresponde a la variable de escala de interés (ya sea c o y) y l el número de rezagos necesarios para que ε y v sean ruido blanco.

Bajo estas condiciones y utilizando (11) en (10) encontramos que el (logaritmo del) retorno bruto del activo libre de riesgo es:

$$(12) \quad r_t \equiv \ln(1 + r_t) = \begin{cases} k_\varepsilon + \gamma \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta \ln q_{t+1-i} & \text{(DS)} \\ k_v + \gamma \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta \ln q_{t+1-i} - \gamma v_t & \text{(TS)} \end{cases}$$

donde $k_i = \alpha\gamma - \ln\beta - \frac{1}{2}\gamma^2\sigma_i^2$ para $i = \varepsilon, v$. La única diferencia de relevancia entre los dos procesos es que la tasa de interés real en el caso en que q tiene una raíz unitaria es que ésta es una función determinística de valores presentes y pasados de las primeras diferencias del logaritmo de la variable de escala, en tanto que cuando el proceso s E sigue q corresponde al de una serie estacionaria en tendencia, la relación es estocástica (desde el punto de vista del econométrista) por la presencia de v (la innovación en el período t).

Por lo tanto, una manera simple de realizar un test de raíz unitaria para q es la de evaluar si una regresión como la descrita en (12) es o no capaz de proveer un ajuste perfecto (esto es un R^2 igual a uno), pues bajo la nula esta relación debiera ser determinística.

Puede parecer que este resultado se debe a lo simple de la elección de la ley de movimiento de la variable de escala entre un proceso estacionario en tendencia y uno estacionario en diferencia; sin embargo, este no es el caso. Chumacero (2000) demuestra que una implicancia de este tipo se presenta aún para leyes de movimiento bastante “sofisticadas” para la variable de escala, tales como quiebres en nivel, quiebres en tendencia, *outliers* aditivos o regímenes de transición markoviana.

Este resultado tampoco se debe a la elección del instrumento particular para el que se evalúa la relación (r), pues también se presenta en economías monetarias para variables tales como la tasa de interés nominal, la tasa de interés real (*ex-ante* o *ex-post*) de activos con retorno nominal conocido o la tasa de interés de activos indexados a la UF o al dólar⁸.

Este resultado puede, sin embargo, depender en parte de la especificación utilizada para las preferencias, no en el sentido de imponer una función de utilidad CRRA, pero sí en hacerla aditiva separable. Puede demostrarse que una relación determinística (probablemente no lineal) se presentaría en casos algo más generales, pero nuevamente la característica primordial es que el retorno de estos activos seguirá siendo una función determinística de otras variables en caso que la variable de escala tenga una raíz unitaria.

La manera de operacionalizar este tipo de tests es, sin embargo, bastante simple dado que, dependiendo del activo para el que éste se desarrolle, basta con considerar a las variables involucradas en un VAR que incorpore tanto a la variable de escala como a las variables asociadas en sus determinantes (las variables que se encuentran en w), para luego evaluar si una regresión entre el

⁸ Aunque en estos casos debe también tomarse en cuenta la ley de movimiento de variables monetarias, el nivel de precios o el dólar.

(logaritmo del) retorno bruto del activo y las mismas conducen a un ajuste perfecto o no. De no hacerlo, podemos rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria en la variable de escala. Versiones más sofisticadas de este tipo de tests requieren de la incorporación de *dummies* secuenciales (en el caso de quiebres o *outliers*) y pueden además requerir de la utilización de métodos no tradicionales de optimización como algoritmos genéticos (ver Chumacero, 2000).

4. APLICACIÓN DE LOS TESTS PARA SERIES CHILENAS

En esta sección aplicamos los tests de raíces unitarias descritos en las secciones previas para variables de escala comúnmente utilizadas en trabajos empíricos aplicados a la economía chilena. Nuestro objetivo es demostrar que, a pesar de que cuando se utilizan tests econométricos tradicionales a estas variables sus resultados son, por decir lo menos, poco concluyentes y a veces contradictorios, los resultados de aplicar los tests indirectos descritos previamente son bastante robustos y concluyen que existe muy poca, si no nula, evidencia a favor de la hipótesis que las variables de escala bajo consideración presenten una raíz unitaria.

CUADRO 1
TESTS TRADICIONALES DE RAIZ UNITARIA

	ADF			PP		KPSS	ZA			Bierens		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)		(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Mensual												
IM	x		x	x	x	x	x	x			x	x
YS				x	x		x		x			x
VS				x	x		x		x			x
Trimestral												
PIB					x						x	x
CT					x	x					x	x
CD						x			x		x	x
CN			x		x	x	x	x				x
Anual												
PIB						x					x	x
CT						x						x
CD			x		x	x						x
CN					x	x						x

Notas: IM = IMACEC. YS = Producción SOFOFA. VS = Ventas SOFOFA. CT = Consumo Privado Total. CD = Consumo de Bienes Durables. CN = Consumo de No Durables. = Hipótesis de Raíz Unitaria no es rechazada (al 5%). x = Hipótesis de Raíz Unitaria es rechazada. ADF = Test de Dickey y Fuller Aumentado. PP = Test de Phillips y Perron. KPSS = Test de Kwiatkowski *et al.* ZA = Test de Zivot y Andrews. Bierens = Test de Bierens. Los distintos tipos de test se describen en la sección 2. El Anexo presenta una descripción de la fuente y tratamiento de las series utilizadas.

En el cuadro 1 se reportan los resultados de aplicar tests tradicionales de raíces unitarias a distintas variables de escala para el caso chileno. Como puede observarse, apoyarse en un test particular para evaluar la eventual presencia de una raíz unitaria puede ser bastante peligroso. Note en particular que, independientemente de la frecuencia de la serie analizada, existen ciertas regularidades interesantes, tales como: Los tests más comúnmente utilizados son los tests t realizados en especificaciones ADF correspondientes a la columna (2) de ADF, que para todas las series utilizadas se inclinan a favor de la hipótesis nula. Sin embargo, como se encuentra ampliamente documentado, éste es justamente el test más débil en términos de poder, por lo que no extraña que tests más robustos, como los de PP, rechacen la nula para todas las series consideradas en frecuencia mensual. A su vez, los resultados correspondientes al IMACEC son coincidentes con los tests desarrollados en Chumacero y Quiroz (1996) que muestran que dicha serie no parece ser estacionaria en diferencia, pero sí estacionaria en tendencia con la presencia de quiebres ocasionales de nivel. Finalmente, note que el último de los tests de Bierens rechaza la hipótesis nula en todas las series y todas las frecuencias cuando se considera la posible existencia de tendencias determinísticas no lineales. Sin embargo, en resumen, los tests tradicionales conducen en casos a conclusiones contradictorias, por lo que es muy importante que el analista no se apoye en un test particular (sobre todo si éste es el test t de ADF).

Para realizar los tests indirectos de raíces unitarias debemos ser cuidadosos en la elección de los retornos. Esto, porque las ecuaciones de Euler consideran bonos de madurez de un período. Por ello, consideramos las tasas de interés para instrumentos de madurez similar al realizar los tests indirectos a las variables utilizadas en el cuadro 1.

Los resultados de estos tests se reportan en el cuadro 2. Estos corresponden al valor máximo del R^2 de una regresión entre el logaritmo del retorno bruto del instrumento y los valores presentes y pasados de las primeras diferencias del logaritmo de la escala y de las variables correspondientes a w . Por ejemplo, en el caso de instrumentos indexados al dólar, incorporamos además de las primeras diferencias de la respectiva variable de escala y del nivel de precios, a las primeras diferencias del logaritmo del tipo de cambio nominal. El número de rezagos incorporado en cada regresión se obtiene de seleccionar el modelo VAR preferido por el criterio de Akaike entre la variable de escala y las variables de w .

Los resultados demuestran que, aun en el caso de instrumentos nominales (columna i), el mejor ajuste encontrado se halla bastante alejado del que debería adoptar bajo la hipótesis nula. La evidencia a favor de una raíz unitaria en cualquiera de las variables de escala es rechazada de una manera mucho más decisiva si consideramos instrumentos indexados, ya sea a la UF o al dólar.

5. CONCLUSIONES

El objetivo principal de este trabajo es el de mostrar evidencia en contra de la práctica común de considerar que la gran mayoría de las variables de escala en la economía chilena poseen una raíz unitaria. Se demuestra que, al utilizar tests tradicionales de raíz unitaria para series en distintas frecuencias, estos

CUADRO 2
TESTS INDIRECTOS DE RAIZ UNITARIA

	i	i^U	i^D
Mensual			
IM	0.810	0.182	
YS	0.809	0.126	
VS	0.796	0.122	
Trimestral			
PIB	0.865	0.123	0.297
CT	0.867	0.075	0.082
CD	0.935	0.326	0.489
CN	0.879	0.168	0.364
Anual			
PIB		0.486	0.582
CT		0.216	0.525
CD		0.316	0.659
CN		0.614	0.674

Notas: IM = IMACEC. YS = Producción SOFOFA. VS = Ventas SOFOFA. CT = Consumo Privado Total. CD = Consumo de Bienes Durables. CN = Consumo de No Durables. Los distintos tipos de test se describen en la sección 3. Los resultados reportados corresponden al máximo valor del R^2 de una regresión entre el logaritmo del retorno bruto de un activo y rezagos de las primeras del logaritmo de escala y rezagos de los logaritmos de las variables consideradas en w . El Anexo presenta una descripción de la fuente y tratamiento de las series utilizadas.

arriban generalmente a resultados contradictorios, aunque en ciertos casos aún estos rechazan fuertemente la nula.

La debilidad principal de los tests econométricos tradicionales reside en que se sustentan en representaciones estadísticas de procesos univariados desprovistas de teoría económica. A su vez, la utilización mecánica de estos tests es altamente cuestionable considerando no sólo los problemas de tamaño y bajo poder, sino también la sensibilidad que presentan ante la elección de distintas especificaciones.

En este documento se describen tests indirectos de raíz unitaria para variables de escala, como consumo o producto, que muestran que, en caso que las últimas sean estacionarias en diferencia, los retornos de distintos activos libres de riesgo debieran presentar una relación determinística con la tasa de crecimiento de la variable de escala. Esta observación permite utilizar la implicancia económica de modelos de optimización intertemporal para evaluar esta hipótesis.

Los resultados encontrados demuestran que la hipótesis de estacionareidad en diferencia de todas las series de consumo o producto es fuertemente rechazada para el caso de todas las series consideradas, independientemente de su frecuencia o el instrumento elegido para realizar el test.

Estos hallazgos debieran ser tomados en cuenta al realizar ejercicios econométricos aplicados, puesto que se pone en duda la utilidad práctica de resultados que se basan en la diferenciación de variables de escala y cuestionan directamente las implicancias que se deriven para los niveles de las series involucradas.

REFERENCIAS

- Bierens, H. (1997). "Testing the Unit Root with Drift Hypothesis Against Non-linear Trend Stationarity, with an Application to the US Price Level and Interest Rate," *Journal of Econometrics* 81, 29-64.
- Christiano, L. y M. Eichenbaum (1990). "Unit Roots in Real GNP: Do We Know and Do We Care?" en Meltzer, A. (ed.), *Unit Roots, Investment Measures, and Other Essays*, 7-61. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 32. North-Holland.
- Chumacero, R. (2000). "Testing for Unit Roots Using Economics," *Manuscrito*, Universidad de Chile.
- Chumacero, R. y J. Quiroz (1996). "La Tasa Natural de Crecimiento de la Economía Chilena: 1985-1996," *Cuadernos de Economía* 100, 453-72.
- Dickey, D. y W. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-31.
- Gallego, F. y R. Soto (2000). "Evolución del Consumo y Compras de Bienes Durables en Chile, 1981-1999," *Documento de Trabajo* 79, Banco Central de Chile.
- Haindl, E. (1986). "Trimestralización del Producto Geográfico Bruto por Origen y Destino," *Estudios de Economía* 13, 119-89.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series have a Unit Root?," *Journal of Econometrics* 54, 159-78.
- Murray, C. y C. Nelson (2000). "The Uncertain Trend in U.S. GDP," *Journal of Monetary Economics* 46, 79-95.
- Nelson, C. y C. Plosser (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics* 10, 139-62.
- Perron, P. (1989). "The Great Crash, The Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica* 57, 1361-401.
- Phillips, P. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75, 335-46.
- Rothman, P. (1997). "More Uncertainty about the Unit Root in U.S. Real GNP," *Journal of Macroeconomics* 19, 771-80.
- Zivot, E. y D. Andrews (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 251-70.

ANEXO

En este anexo se describe la fuente y metodología de construcción de las series utilizadas.

- IMACEC. Frecuencia: Mensual (1982:01-2000:06). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: Serie oficial desde 1986:01 hasta 2000:06. Los datos desde 1982:01 hasta 1985:12 fueron empalmados con las series antiguas.
- Producción SOFOFA y Ventas SOFOFA: Frecuencia: Mensual (1977:01-1999:12). Fuente: SOFOFA. Tratamiento: No se reportan datos para el año 1989, por lo que estos fueron construidos de modo proporcional al IMACEC de ese año.
- IPC: Frecuencia: Mensual (1977:01-2000:08). Fuente: INE.
- UF: Frecuencia: Mensual (1977:08-2000:10). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: Valor del último día de cada mes.
- Tipo de cambio nominal observado: Frecuencia: Mensual (1977:01-2000:08). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: Promedio mensual.
- M1: Frecuencia: Mensual (1978:01-2000:08). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: Saldo promedio.
- M2: Frecuencia: Mensual (1978:01-2000:08). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: Saldo promedio.
- Tasa de instancia monetaria: Frecuencia: Mensual (1985:01-2000:08). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: PRBC a 90 días hasta 1995. Tasa interbancaria desde 1996.
- Tasa nominal de interés a depósitos a 30 días en el sistema bancario. Frecuencia: Mensual (1985:01-2000:08). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: Promedio mensual.
- Tasa de interés a depósitos reajustables en UF a 90 días en el sistema bancario. Frecuencia: Mensual (1985:01-2000:08). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: Promedio mensual.
- Tasa nominal de interés a depósitos a 90 días en el sistema bancario. Frecuencia: Mensual (1985:01-2000:08). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: Promedio mensual.
- Tasa de interés a depósitos reajustables en dólares a 90 días en el sistema bancario. Frecuencia: Mensual (1985:01-2000:08). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: Promedio mensual.
- Tasa de interés a depósitos reajustables en UF a 360 días en el sistema bancario. Frecuencia: Mensual (1985:01-2000:08). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: Promedio mensual.
- Tasa de interés a depósitos reajustables en dólares a 360 días en el sistema bancario. Frecuencia: Mensual (1985:01-2000:08). Fuente: Banco Central de Chile. Tratamiento: Promedio mensual.

Las variables pasan a frecuencia trimestral o anual típicamente como fin de período.

- Series de PIB y consumo: La trimestralización entre 1960 y 1984 se obtiene de Haindl (1986). A partir de 1986 son las estadísticas del BC.
- Las series de consumo durable son de Gallego y Soto (2000).