
estudios estadísticos y prospectivos

Demanda de exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Argentina y Chile

Claudio Aravena



NACIONES UNIDAS



**División de Estadística y Proyecciones
Económicas**

Santiago de Chile, diciembre de 2005

Este documento fue preparado por Claudio Aravena, Asistente Estadístico de la División de Estadística y Proyecciones Económicas de la CEPAL.

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad del autor y pueden no coincidir con las de la Organización.

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN impreso 1680-8770

ISSN electrónico 1680-8789

ISBN: 92-1-322815-5

LC/L.2434-P

N° de venta: S.05.II.G. 180

Copyright © Naciones Unidas, diciembre de 2005. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones, Sede de las Naciones Unidas, Nueva York, N. Y. 10017, Estados Unidos. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

Índice

Introducción	7
I. Marco Teórico	9
I.1 Demanda de exportaciones	10
I.2 Demanda de importaciones	11
II. Datos	13
III. Resultados empíricos	15
III.1 Vector de corrección de errores (VEC)	15
Conclusión	21
Bibliografía	23
Anexo	25
Ley de Thirlwall	27
Serie Estudios estadísticos y prospectivos: números publicados	29

Índice de cuadros

Cuadro 1a	Argentina, pruebas de raíz unitaria, variables en niveles	16
Cuadro 1b	Argentina, pruebas de raíz unitaria, variables en primeras diferencias	16
Cuadro 2a	Chile, pruebas de raíz unitaria, variables en niveles	17
Cuadro 2b	Chile, pruebas de raíz unitaria, variables en primeras diferencias	17
Cuadro 3a	Argentina, test de cointegración, método de Johansen	18
Cuadro 3b	Argentina, test de cointegración, método de Johansen	18
Cuadro 4a	Chile, test de cointegración, método de Johansen	19
Cuadro 4b	Chile, test de cointegración, método de Johansen	19
Cuadro 5	Argentina y Chile, elasticidades de largo plazo de sus demandas de exportaciones e importaciones	19

I. Introducción

El principal objetivo de este documento, es la utilización de modelos econométricos alternativos en la generación de predicciones de corto y mediano plazo, para los componentes externos de la oferta y la demanda, importación y exportación de bienes y servicios, respectivamente, que complementen los modelos utilizados por el Centro de Proyecciones Económica. En una primera etapa nos centraremos en los países de Argentina y Chile, para luego abarcar el resto de la región.

Al igual que hacen In, F. y R. Sgro (1998) y Reinhart (1995), para determinar la demanda de exportaciones e importaciones de un país, nuestro punto de partida es la maximización del consumidor como un agente representativo, a través del cual se busca estimar la relación de largo plazo que existiría entre las exportaciones e importaciones de un determinado país, con respecto al resto del mundo, los precios relativos de ellos y un indicador del ingreso de los demandantes de estos bienes y servicios. La estimación es realizada con información trimestral para las exportaciones y mensual para el caso de las importaciones, para el periodo comprendido entre 1996 y 2004.

Con la intención de encontrar una relación de largo plazo entre las variables antes mencionadas es que se utiliza el análisis de cointegración. Adicional a lo anterior, con el objeto de estudiar de la mejor forma posible la dinámica de ajuste de estas variables en el corto plazo es que también utilizamos el modelo de corrección de errores.

Este trabajo se organiza de la siguiente manera. La próxima sección expone los principales aspectos teóricos de la demanda por exportaciones e importaciones, que dan la base para la estimación de éstas. Las secciones III y IV presentan los datos y estimaciones de las demandas por exportaciones e importaciones, las que son hechas a través de vectores de corrección de errores (VEC). Finalmente, en la última sección expondremos las principales conclusiones de la investigación, a pesar que muchas de ellas ya habrán sido mencionadas en las secciones anteriores.

I. Marco Teórico

La cantidad de exportaciones de un país i con respecto a otro país j (para este trabajo el resto del mundo), depende de los precios de exportación en moneda nacional de i , p^x , de los precios de los bienes producidos en j en moneda nacional del país i , p^* , y de la renta de j , I^* (ecuación 1). A su vez, las exportaciones de j con el país i (importaciones de i) son función del precio de las exportaciones de j , p^m , de los precios de los bienes producidos en i , p , y de la renta I de i (ecuación 2).

$$X_t = X_t(p^x, p^*, I^*) \quad (1)$$

$$M_t = M_t(p^m, p, I) \quad (2)$$

Dado, que tanto para i como para el resto del mundo se supone que el consumidor no tiene ilusión monetaria la función de demanda se expresa en términos de la renta real y del cociente entre el precio de las exportaciones y de los productos del país, expresados en moneda local.

$$X_t = X_t\left(\frac{p^*}{p^x}, I^*\right) \quad (3)$$

$$M_t = M_t\left(\frac{p}{p^m}, I\right) \quad (4)$$

I.1 Demanda de exportaciones

Al igual que hacen In, F. y R. Sgro (1998) y Reinhart (1995), la función de demanda de exportaciones, ecuación (3), proviene de la solución del problema de maximización intertemporal de la función de utilidad del consumidor sujeta a su restricción presupuestaria. El modelo asume la existencia de solo dos áreas, un país y el resto del mundo.

El consumidor que se encuentra en el resto del mundo consume bienes no transables producidos en su país de origen n_t^* y bienes importados, los cuales corresponden a las exportaciones del país i x_t . Así, la función de utilidad puede ser expresada como:

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\beta t} u(n_t^*, x_t) dt \quad (3)$$

donde β representa la tasa de descuento intertemporal que es constante, pues las variables están medidas en términos reales. Por simplicidad, asumimos una función de utilidad Cobb-Douglas, con lo que la utilidad del consumidor queda:

$$U = \int_0^{\infty} [\alpha \ln n_t^* + (1 - \alpha) \ln x_t] e^{-\beta t} dt \quad (4)$$

El consumidor en el resto del mundo maximiza su función de utilidad de acuerdo a una restricción de presupuesto del gasto destinado al consumo total. Este presupuesto está determinado por una dotación de bienes producidos internamente (d) y por las exportaciones de bienes (m). Adicionalmente, existe un stock de recursos prestados al país i (A). A la suma de estos tres componentes se le debe restar lo gastado en consumo interno (n) y externo (x). Así, la restricción de presupuesto se puede expresar de la siguiente manera:

$$\dot{g} = d_t + m_t \left(\frac{p^m}{p^*} \right)_t + r_t^* A \left(\frac{p^x}{p^*} \right)_t - n_t^* - x_t \left(\frac{p^x}{p^*} \right)_t \quad (5)$$

donde:

$\frac{p^m}{p^*}$: relación entre el precio de las exportaciones del resto del mundo, i.e. precio de bienes importados por el país i y el precio interno en el resto del mundo.

$\frac{p^x}{p^*}$: relación entre el precio de bienes importados por el resto del mundo, i.e. precio de bienes exportados por el país i y el precio interno en el resto del mundo. La solución del problema de maximización del consumidor se resuelve a partir del siguiente Hamiltoniano:

$$H = \int_0^{\infty} [\alpha \ln n_t^* + (1 - \alpha) \ln x_t] e^{-\beta t} + \lambda \left[d_t + m_t \left(\frac{p^m}{p^*} \right)_t + r_t^* A \left(\frac{p^x}{p^*} \right)_t - n_t^* - x_t \left(\frac{p^x}{p^*} \right)_t \right] dt \quad (6)$$

donde λ es la variable de estado. De tal forma que, de la condición de primer orden se obtiene:

$$\frac{\partial H}{\partial n_t^*} = \frac{\alpha}{n_t^*} e^{-\beta t} - \lambda = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial H}{\partial x_t} = \frac{(1 - \alpha)}{x_t} e^{-\beta t} - \lambda \left(\frac{p^x}{p^*} \right)_t = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial H}{\partial \lambda} = d_t + m_t \left(p^m / p^* \right)_t + r_t^* A \left(p^x / p^* \right)_t - n_t^* - x_t \left(p^x / p^* \right)_t = 0 \quad (9)$$

De estas ecuaciones se deriva la relación entre el consumo de los bienes producidos internamente por el resto del mundo y las importaciones, es decir, las exportaciones del país de origen. Se tiene:

$$n_t^* = \frac{\alpha}{(1-\alpha)} x_t \left(p^x / p^* \right)_t \quad (10)$$

La solución se da en el estado estacionario, en el cual el crecimiento tanto de las variables de control como la variable de estado es igual a 0. Sobre la base de lo anterior se obtiene la ecuación de los determinantes de las exportaciones del país i, equivalente a las importaciones de j (resto del mundo).

$$x_t \left(p^x / p^* \right)_t = m_t \left(p^m / p^* \right)_t + r_t^* A \left(p^x / p^* \right)_t \quad (11)$$

en términos logarítmicos, la ecuación se reescribe como:

$$\ln x_t = \ln \left[m_t \left(p^m / p^* \right)_t + r_t^* A \left(p^x / p^* \right)_t \right] + \ln \left(p^* / p^x \right) \quad (12)$$

Donde, $\ln \left[m_t \left(p^m / p^* \right)_t + r_t^* A \left(p^x / p^* \right)_t \right]$ y $\ln \left(p^* / p^x \right)$ son aproximados por el producto interno bruto de resto del mundo, I_t^* , y por el tipo de cambio real, P_t , respectivamente. Resultado que es equivalente al presentado en la ecuación (3).

$$X_t = X_t \left(\frac{P^*}{P^x}, I^* \right)$$

Con lo que la función de demanda de exportaciones muestra sus principales determinantes, que son los logaritmos de los precios relativos y una variable de escala que captura las condiciones del ingreso mundial o demanda mundial, ambos con relaciones positivas sobre las exportaciones.

1.2 Demanda de importaciones

El problema de optimización es exactamente igual al presentado para la demanda de exportaciones del país i, pues las exportaciones del resto del mundo son las importaciones de i, la única diferencia con respecto al anterior es que en este caso el país j o resto del mundo es el acreedor de i, motivo por el cual la restricción presupuestaria de i debe incorporar el pago de intereses de su deuda con j. La maximización de la utilidad del consumidor i, define a n_t como el consumo de los bienes producidos en i y m_t los bienes producidos en resto del mundo, país j.

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\beta t} u(n_t, m_t) dt \quad (13)$$

$$\dot{g} = d_t + x_t \left(p^x / p \right)_t - r_t^* A \left(p^x / p \right)_t - n_t^* - m_t \left(p^m / p \right)_t \quad (14)$$

El Hamiltoniano queda expresado como:

$$H = \int_0^{\infty} [\alpha \ln n_t + (1 - \alpha) \ln m_t] e^{-\beta t} + \lambda \left[d_t + x_t \left(\frac{p^x}{p} \right)_t - r_t^* A \left(\frac{p^x}{p} \right)_t - n_t - m_t \left(\frac{p^m}{p} \right)_t \right] \quad (15)$$

A través de la solución de optimización de esta última ecuación es que obtenemos la relación entre el consumo de los bienes producidos internamente y las importaciones, es decir, las exportaciones del país del resto del mundo (ecuación 16).

$$n_t = \frac{\alpha}{(1 - \alpha)} m_t \left(\frac{p^m}{p} \right)_t \quad (16)$$

Los determinantes de largo plazo para la demanda de importaciones de i (exportaciones de j) son:

$$m_t \left(\frac{p^m}{p} \right)_t = x_t \left(\frac{p^x}{p} \right)_t - r_t^* A \left(\frac{p^x}{p} \right)_t \quad (17)$$

que en términos logarítmicos se reescribe como:

$$\ln m_t = \ln \left[x_t \left(\frac{p^x}{p} \right)_t - r_t^* A \left(\frac{p^x}{p} \right)_t \right] + \ln \left(\frac{p^m}{p} \right)_t \quad (18)$$

Donde, $m_t = \psi P_t + \pi I_t$ es la función demanda de importaciones a estimar

$$m_t = \ln m_t$$

$$I_t = \ln \left[x_t \left(\frac{p^x}{p} \right)_t - r_t^* A \left(\frac{p^x}{p} \right)_t \right]$$

$$P_t = \ln \left(\frac{p}{p^m} \right)$$

II. Datos

El poder de compra o ingreso de los demandantes de importaciones es aproximado por el producto interno bruto trimestral del país o en su defecto por algún indicador de actividad mensual¹. Para la función de demanda de exportaciones, se construyó un ingreso resto del mundo sobre la base de los principales destino de sus exportaciones totales y los productos internos brutos de los países receptores de estas mismas.

Para obtener el destino de las exportaciones de cada uno de estos países se utilizó la base de datos BADECEL la cual pertenece a la CEPAL, que contiene datos referidos al intercambio comercial de bienes transportables de 25 países de América Latina, el Caribe y Norte América. Su alcance temporal es anual (desde 1970) con acumulados mensuales para el año corriente. La metodología de este banco de datos se explica detalladamente en la publicación Clasificaciones Estadísticas Internacionales incorporadas en el banco de datos del comercio exterior de América Latina y el Caribe de la CEPAL; Revisión 1 (Cuadernos Estadísticos de la CEPAL, número 25, julio 1998, [LC/G.1996-P1]).

El criterio utilizado para la definición de los destinos más importantes de las exportaciones de cada país, fue aquellos que representaban sobre el 2,5% durante los tres últimos años promedio, además de tener una relación estable durante el tiempo, y no que los últimos tres años fueran casos excepcionales, estos valores fueron reponderados y llevados a un 100%. Con este valor resultante se

¹ Se utilizó preferentemente el indicador mensual de actividad económica global, en los países que no cuentan con uno se usó un indicador de actividad industrial.

multiplicó cada uno de los PIB trimestrales y se obtuvo el ingreso del resto del mundo para cada uno de los países en estudio.

Para el precio relativo que es representado por el tipo de cambio real, se utilizó el tipo de cambio multilateral respecto a los principales socios comerciales.

III. Resultados empíricos

Sobre la base de la especificación de las ecuaciones 12 y 18, en esta sección se procede a estimar una relación de largo plazo entre las exportaciones e importaciones del país i , con respecto al resto del mundo, los precios relativos de ellos y un indicador del ingreso de los demandantes de los bienes y servicios. La estimación se realiza con información trimestral para las exportaciones y mensual y trimestral para el caso de las importaciones, para el periodo comprendido entre 1996 y 2004.

Con la intención de encontrar una relación de largo plazo entre las variables antes mencionadas es que se utiliza el análisis de cointegración, adicional a lo anterior con el objeto de estudiar de la mejor forma posible la dinámica de ajuste de estas variables en el corto plazo es que utilizamos el modelo de corrección de errores.

III.1 Vector de Corrección de Errores (VEC)

Los modelos de correcciones de errores se caracterizan por contener variables que guardan una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas, que ante desequilibrios que afectan la evolución de corto plazo de la variable explicada y con ello, a través del error de la ecuación, su evolución futura, corrigen el desequilibrio en los siguientes periodos, la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo es determinada por ecuaciones auxiliares con los errores basadas en los mismos errores.

De manera crítica el modelo VEC es un VAR restringido diseñado para series no estacionarias² que deben cointegrar. Arias, E. y C. Torres (2004), señala que un VEC brinda mayor información que el VAR, pues ante un *shock* inesperado que provoque que las variables se salgan de su relación de equilibrio de largo plazo, este incluye tanto la dinámica de ajuste de las variables de corto plazo, como el reestablecimiento de la relación de equilibrio en el largo plazo.

La aplicación de esta técnica requiere en primera instancia verificar la existencia de una ecuación con los determinantes de largo plazo y que a su vez ésta cointegre. Para que un grupo de series de tiempo este cointegrada debe existir una combinación lineal estacionaria y dicha combinación no puede presentar tendencia estocástica, es decir, su media y variancia deben ser constantes.

El procedimiento utilizado para las estimaciones es la metodología de cointegración propuesta por Johansen (1989 y 1995). Un requisito para la identificación de vectores de cointegración, y así proceder a estimar relaciones de largo plazo en modelos multivariados, es que las series sean estacionarias, es decir, que su variancia sea constante en el tiempo.

Los Cuadros 1a, 1b, 2b y 2b presentan pruebas para establecer la existencia de raíz unitaria en los logaritmos de las series. La primera es la prueba Augmented Dickey-Fuller (ADF), construida sobre la base de Dickey and Fuller (1979) y las críticas de MacKinnon (1991, 1996), luego la segunda es el Dickey-Fuller Test con GLS Detrending (DFGLS) propuesta por Elliott, G., T. Rothenberg and J. Stock (1996), la cual es una versión más poderosa de la bien conocida prueba ADF. La última es la prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS) Test de estacionariedad propuesta por Kwiatkowski et al. (1992).

Cuadro 1a
ARGENTINA, PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA, VARIABLES EN NIVELES

Niveles	Augmented Dickey-Fuller test statistic		Dickey-Fuller Test con GLS Detrending		Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		
	estadístico τ	valor crítico 5%	estadístico τ	valor crítico 5%	estadístico $\eta\tau$	valor crítico 5%	Conclusión
Exportaciones	-1,855	-2,991	-0,110	-1,955	0,886	0,463	I(0)
PIB resto del mundo	-0,634	-2,991	-0,049	-1,955	0,754	0,463	I(0)
Tipo de cambio real	-1,361	-2,991	-1,399	-1,955	0,531	0,463	I(0)
Importaciones	-1,883	-2,991	1,741	-1,955	0,487	0,463	I(0)
PIB	-1,1632	-2,991	-1,023	-1,955	0,419	0,463	I(0)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

Cuadro 1b
ARGENTINA, PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA, VARIABLES EN PRIMERAS DIFERENCIAS

Primeras diferencias	Augmented Dickey-Fuller test statistic		Dickey-Fuller Test con GLS Detrending		Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		
	estadístico τ	valor crítico 5%	estadístico τ	valor crítico 5%	estadístico $\eta\mu$	valor crítico 5%	Conclusión n
Exportaciones	-16,281	-2,991	-0,651	-1,955	0,345	0,463	I(1)
PIB resto del mundo	-16,299	-2,991	-15,436	-1,955	0,227	0,463	I(1)
Tipo de cambio real	-3,351	-2,991	-3,416	-1,955	0,137	0,463	I(1)
Importaciones	-2,691*	-2,991	-2,629	-1,955	0,156	0,463	I(1)
PIB	-2,665*	-2,991	-1,622*	-1,955	0,072	0,463	I(1)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

² Debe cumplirse que independientemente del orden de integración de la variable dependiente, este debe ser mayor o igual que el orden de integración de las variables independientes.

Cuadro 2a
CHILE, PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA, VARIABLES EN NIVELES

Niveles	Augmented Dickey-Fuller test statistic		Dickey-Fuller Test con GLS Detrending		Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		
	estadístico τ	valor crítico 5%	estadístico τ	valor crítico 5%	estadístico $\eta\tau$	valor crítico 5%	Conclusión
Exportaciones	-0,155	-2,890	-0,443	-1,944	0,762	0,463	I(0)
PIB resto del mundo	-0,403	-2,890	-0,905	-1,944	0,667	0,463	I(0)
Tipo de cambio real	-0,926	-2,890	-0,869	-1,944	1,048	0,463	I(0)
Importaciones	-1,389	-2,890	-1,544	-1,944	0,153	0,463	I(0)
PIB	-0,399	-2,890	-0,918	-1,944	1,195	0,463	I(0)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

Cuadro 2b
CHILE, PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA, VARIABLES EN PRIMERAS DIFERENCIAS

Primeras diferencias	Augmented Dickey-Fuller test statistic		Dickey-Fuller Test con GLS Detrending		Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		
	estadístico τ	valor crítico 5%	estadístico τ	valor crítico 5%	estadístico $\eta\mu$	valor crítico 5%	Conclusión
Exportaciones	-16,583	-2,890	-15,367	-1,944	0,289	0,463	I(1)
PIB resto del mundo	-2,628	-2,890	-2,644	-1,944	0,155	0,463	I(1)
Tipo de cambio real	-6,691	-2,890	-6,704	-1,944	0,178	0,463	I(1)
Importaciones	-13,639	-2,890	-0,096	-1,944	0,290	0,463	I(1)
PIB	-2,591*	-2,890	-0,243	-1,944	0,154	0,463	I(1)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

En todas las pruebas ADF y DFGLS no rechazan la presencia de una raíz unitaria en los niveles de las series. El resultado es confirmado por el rechazo del estadístico KPSS a la hipótesis de estacionariedad en todos. Para las diferencias de las series (tasas de crecimiento) los resultados son los opuestos: el estadístico DFGLS rechaza la hipótesis de una raíz unitaria en todos los casos y el KPSS no puede rechazar la hipótesis de estacionariedad. Por ello, se procede al análisis considerando que todas las series son $I(1)$.

A través del test de Johansen determinaremos si existe cointegración y cual es su rango.³ Este test no tiene una distribución chi-cuadrado usual; la contrastación de estos estadísticos se debe realizar a partir de las tablas de Johansen y Juselius (1990). La idea es que al efectuar la prueba de cointegración, se rechace estadísticamente la hipótesis nula de no cointegración lo cual asegura que tanto los signos y los valores de los parámetros estén acorde con la teoría económica y que la ecuación testada se aproxime a su correcta especificación dinámica de largo plazo.

Para el análisis de cointegración se consideraron tres tipos de modelos diferentes: i) un modelo en el cual se incluye constante en el vector de cointegración, pero no existe tendencia lineal en las variables en niveles ni dentro del vector de cointegración, ii) un modelo en el cual se incluye una constante en el modelo no restringido, lo cual hace que las variables contengan tendencias lineales pero no en el vector de cointegración y iii) un modelo en el cual se especifica la existencia de una tendencia lineal en el vector de cointegración, mientras que no se considera la existencia de dicha tendencia en las variables en diferencias.

La elección del tipo de modelo a considerar y del número de vectores de cointegración existentes está basada en el "Criterio de Pantula" (Johansen, 1992). Este criterio considera que se

³ Número de vectores de cointegración.

debe comenzar la prueba secuencial desde el modelo más restringido y con el menor número de vectores de cointegración, ir comparando el resultado de la traza con su valor crítico, trasladándose por los modelos y manteniendo el mismo número de vectores de cointegración, hasta llegar al modelo menos restringido y con el mayor número de vectores de cointegración. Se detendrá en el momento en que no exista evidencia para rechazar la hipótesis nula de r vectores de cointegración. Esto debe ser realizado para cada uno de los rezagos considerados.

Con el fin de verificar la hipótesis de cointegración, los cuadros 3 y 4 muestran los modelos ya seleccionados por el criterio de Pantula. En estos cuadros primero se presentan los resultados del test del valor propio máximo para la hipótesis nula de que hay a lo más r vectores de cointegración contra la alternativa de que existen $r + 1$ vectores. Al partir con la hipótesis nula de que no hay vectores de cointegración ($r = 0$) contra la alternativa de que existe uno ($r = 1$), el test estadístico permite rechazar tanto para Argentina como para Chile la hipótesis nula al 1% de significancia, con la excepción de las importaciones de Chile que se rechaza al 5%, indicando que hay al menos un vector de cointegración. La hipótesis nula de $r \leq 1$ contra $r = 2$ no puede ser rechazada para ninguno de los países, lo cual sugiere que existe un único vector de cointegración en cada variable estudiada. A continuación, se presentan los resultados del test de la traza para la hipótesis nula de que hay a lo más r vectores de cointegración contra la alternativa de que existen más que r . Al igual que el test de valor propio máximo, la hipótesis nula de que no existen vectores de cointegración es rechazada al 1% de significancia tanto en exportaciones como en importaciones. En tanto la de al menos un vector de cointegración no es posible ser rechazada. Por lo tanto, es posible postular con un 1% de significancia que existe un vector de cointegración.

Los valores mostrados son los resultados de la prueba de la traza después de ajustar por muestra pequeña como sugieren Cheung y Lai (1993). Este ajuste se hace multiplicando el valor de la prueba de la traza por el factor $(t-pk)/t$ donde t es el número de datos, p es el número de variables en el sistema y k es el número de rezagos incluidos.

Cuadro 3a
ARGENTINA, TEST DE COINTEGRACIÓN, MÉTODO DE JOHANSEN

Valor propio máximo							
Hipótesis		Exportaciones			Importaciones		
		Valor crítico			Valor crítico		
Nula	Alternativa	Estadístico	95%	99%	Estadístico	95%	99%
$r = 0$	$r = 1$	30,13	20,97	25,52	58,02	20,97	25,52
$r < 1$	$r = 2$	6,34	14,07	18,63	9,17	14,07	18,63
$r < 2$	$r = 3$	0,13	3,76	6,65	3,05	3,76	6,65

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

Cuadro 3b
ARGENTINA, TEST DE COINTEGRACIÓN, MÉTODO DE JOHANSEN

Test de la traza							
Hipótesis		Exportaciones			Importaciones		
		Valor crítico			Valor crítico		
Nula	Alternativa	Estadístico	95%	99%	Estadístico	95%	99%
$r = 0$	$r = 1$	36,61	29,68	35,65	70,25	29,68	35,65
$r < 1$	$r = 2$	6,47	15,41	20,04	12,23	15,41	20,04
$r < 2$	$r = 3$	0,13	3,76	6,65	3,05	3,76	6,65

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

Cuadro 4a
CHILE, TEST DE COINTEGRACIÓN, MÉTODO DE JOHANSEN

Hipótesis		Valor propio máximo					
		Exportaciones			Importaciones		
		Estadístico	Valor crítico		Estadístico	Valor crítico	
95%	99%		95%	99%			
r = 0	r = 1	28,75	20,97	25,52	25,03	20,97	25,52
r < 1	r = 2	8,81	14,07	18,63	11,98	14,07	18,63
r < 2	r = 3	0,17	3,76	6,65	2,20	3,76	6,65

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

Cuadro 4b
CHILE, TEST DE COINTEGRACIÓN, MÉTODO DE JOHANSEN

Hipótesis		Test de la traza					
		Exportaciones			Importaciones		
		Estadístico	Valor crítico		Estadístico	Valor crítico	
95%	99%		95%	99%			
r = 0	r = 1	37,74	29,68	35,65	39,22	29,68	35,65
r < 1	r = 2	8,98	15,41	20,04	14,19	15,41	20,04
r < 2	r = 3	0,17	3,76	6,65	2,20	3,76	6,65

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

Los vectores de cointegración obtenidos, presentan los parámetros de magnitudes razonables y signos esperados de acuerdo con la teoría, así las elasticidades de largo plazo muestran que Argentina es mucho mas vulnerable que Chile a shocks de ingresos del resto del mundo (véase cuadro 5). Sobre la base del enfoque teórico de Thirlwall,⁴ 1979, Argentina con su alta elasticidad ingreso importaciones y su no muy elevada tasa de crecimiento de exportaciones, en el largo plazo solo obtendría tasas de crecimiento no muy superiores al 2%. A diferencia de Chile, que bajo el mismo análisis lograría tasas de 6%.

Cuadro 5
ARGENTINA Y CHILE, ELASTICIDADES DE LARGO PLAZO DE SUS DEMANDAS DE EXPORTACIONES E IMPORTACIONES

	Exportaciones		Importaciones	
	Ingreso	Precio	Ingreso	Precio
Argentina	0,83	0,06	3,62	0,33
Chile	0,41	0,08	1,13	0,12

Fuente: Elaboración propia sobre la base de cifras oficiales.

Una vez verificada la ecuación de cointegración, se estimó el modelo de corrección de errores (VEC) que incluyera tanto las variables endógenas como las exógenas estacionales, así como el intercepto y la tendencia.

El coeficiente del término de error resultó estadísticamente significativo y con el signo teórico esperado (negativo), lo que garantiza que corrige los desvíos de corto plazo con respecto a la trayectoria de largo plazo de la demanda por exportaciones e importaciones.

⁴ Modelo analítico de la ley Thirlwall en anexo.

La función impulso respuesta (FIR), aplicada a los vectores de corrección de error estimados, muestran que incremento sorpresivo en el ingreso tanto del resto del mundo como dentro del país de estudio, ocasionan reacciones positivas inmediatas en sus demandas de exportaciones e importaciones respectivamente, con un horizonte de despliegue de 10 trimestres. Lo anterior a causa de que al existir un mayor ingreso este estimularía una mayor demanda de bienes y servicios. Para ver la estabilidad del modelo se hizo necesario desplegar la FIR con un horizonte superior a los 10 trimestres donde no en todos pudo verse una convergencia al eje horizontal y los que la presentan es lenta.

Por otra parte, debería cumplirse que un incremento sorpresivo del tipo de cambio ocasione un aumento de la cantidad de exportaciones y una disminución en las importaciones demandadas, ya que al primero le permitiría obtener una mayor flexibilidad y llegar en condiciones más competitivas a los mercados externos reduciendo costos de producción y obteniendo mayores márgenes de ganancia, y lo mismo al segundo, pero en dirección inversa.

Conclusión

En líneas generales, este trabajo aborda una metodología econométrica alternativa al ARMA utilizado por el modelo de consistencia económica del Centro de Proyecciones Económicas. Dicha técnica es la estimación de vectores de cointegración y modelos de corrección de error para las demandas de exportaciones e importaciones de Argentina y Chile.

El resultado más interesante es el menor coeficiente que presenta Chile en cada una de sus elasticidades, esto contrario a lo que uno hubiese esperado dado el mayor grado de apertura que presenta, respecto al de Argentina. Lo que implica que Argentina a pesar de ser menos abierta al resto del mundo que Chile, es más vulnerable a shocks externos.

Los resultados del estudio no agotan las posibilidades de investigación, sino que por el contrario tan solo forma parte de un proyecto más amplio don de se pretende tanto examinar el funcionamiento de estos modelos con otras variables, como evaluar otras modelizaciones alternativas.

Bibliografía

- Arias, E. y C. Torres (2004), “Modelos VAR y VECM para el Pronóstico de Corto Plazo de las Importaciones de Costa Rica”. *Documento de Trabajo No 22*. Banco Central de Costa Rica.
- Cheung, Y and Lai, K. (1993), “Finite-Sample Sizes of Johansen’s Likelihood Ratio Test for Cointegration”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 55.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74.
- Elliott, Graham, Thomas J. Rothenberg and James H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica* 64.
- In, F. and P. Sgro (1998), “Export growth and its determinants”, *Applied Economic Letters*, Vol 5, No. 4.
- Johansen, S (1995), “Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models”, Oxford University Press.
- ____ (1992), “Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* Vol.54 No.3. Oxford University Press.
- ____ (1989), “Statistical analysis of cointegration vectors”. *Journal of Economic, Dynamics and Control*. No. 12.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52.
- Kwiatkowski, Denis, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt & Yongcheol Shin (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root,” *Journal of Econometric*, 54.
- MacKinnon, James G. (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests,” *Journal of Applied Econometrics*, 11.

- _____ (1991), "Critical Values for Cointegration Tests," Chapter 13 in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press.
- Reinhart, C., 1995, "Devaluation, Relative Prices, and International Trade", *IMF Staff Papers*, vol.42, N° 2.
- Thirlwall, A. (1979), "The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, vol. 32, N° 128.

Anexo

Ley de Thirlwall

La condición inicial de equilibrio de balanza de pagos se define como:

$$P_x X = P_m M$$

donde,

X y M , son volumen de exportaciones e importaciones y P_x y P_m , precio de las exportaciones e importaciones

En tasas de crecimiento:

$$p_x + x = p_m + m \quad (1)$$

La ecuación (1) representa la condición dinámica de equilibrio de balanza de pagos, la cual implica que la tasa de crecimiento de las exportaciones es igual a la tasa de crecimiento de las importaciones a través del tiempo, corregidas por la variación de los precios relativos.

La función de demanda de exportaciones la definimos como:

$$\ln x_t = \ln \left[m_t \left(p^m / p^* \right)_t + r_t^* A \left(p^x / p^* \right)_t \right] + \ln \left(p^* / p^x \right)$$

Donde, $\ln \left[m_t \left(p^m / p^* \right)_t + r_t^* A \left(p^x / p^* \right)_t \right]$ y $\ln \left(p^* / p^x \right)$ son aproximados por el producto interno bruto de resto del mundo, I_t^* , y por el tipo de cambio real, P_t , respectivamente.

Con lo que la función de demanda por exportaciones la representaremos como:

$$x_t = \eta P_t^* + \varepsilon I_t^* \quad (2)$$

De la misma manera los determinantes de largo plazo para la demanda de importaciones de i (exportaciones de j) son:

$$m_t \left(p^m / p \right)_t = x_t \left(p^x / p \right)_t - r_t^* A \left(p^x / p \right)_t$$

que en términos logarítmicos se reescribe como:

$$\ln m_t = \ln \left[x_t \left(p^x / p \right)_t - r_t^* A \left(p^x / p \right)_t \right] + \ln \left(p / p^m \right)$$

Donde,

$$m_t = \ln m_t$$

$$I_t = \ln \left[x_t \left(p^x / p \right)_t - r_t^* A \left(p^x / p \right)_t \right]$$

$$P_t = \ln \left(p / p^m \right)$$

$$m_t = \psi P_t + \pi I_t \quad (3)$$

Sustituyendo (2) y (3) en (1), operando y despejando I_t se obtiene la tasa de crecimiento del producto consistente con el equilibrio de balanza de pagos (sin flujos de capital), la cual se define como:

$$I_t = [(p_x - p_m) + (\eta + \psi)(P_t^* - P_t) + \varepsilon I_t^*] / \pi \quad (4)$$

Partiendo de la ecuación (4), si se realiza el supuesto que los precios relativos, medidos en una moneda común, no varían en el largo plazo ($p_x = p_m, P_t^* = P_t$), la tasa de crecimiento del producto consistente con el equilibrio de balanza de queda definida por:

$$I_t = \varepsilon I_t^* / \pi$$

o alternativamente dado que $x = \varepsilon I_t^*$

$$I_t = x / \pi \quad (5)$$

Las propiedades principales del modelo son las siguientes:

- i. Un mayor nivel de precios doméstico respecto al exterior $p > p^*$ disminuirá la tasa de crecimiento del producto consistente con el equilibrio de balanza de pagos, I_t , si la suma de las elasticidades precio de la demanda de exportaciones e importaciones es mayor que 1, $|\eta + \psi| > 1$.
- ii. Una depreciación de la moneda elevará la tasa de crecimiento, I_t , si la suma de las elasticidades precio de la demanda de exportaciones e importaciones es mayor que 1⁵. Sin embargo, el incremento en la tasa de crecimiento solo puede ser puntual, a menos que la depreciación sea continua; en los períodos siguientes, cuando el tipo de cambio se estabilice en su nuevo nivel, la tasa de crecimiento debería revertirse a su nivel inicial.
- iii. Un más rápido crecimiento del ingreso mundial, I_t^* , elevará la tasa de crecimiento I_t , dependiendo la magnitud del incremento de la elasticidad ingreso de la demanda de exportaciones ε .
- iv. A mayor elasticidad ingreso de la demanda por importaciones π , menor tasa de crecimiento I_t .

⁵ condición Marshall-Lerner



NACIONES UNIDAS

Serie

CEPAL

estudios estadísticos y prospectivos

Números publicados

1. Hacia un sistema integrado de encuestas de hogares en los países de América Latina, Juan Carlos Feres y Fernando Medina (LC/L.1476-P), N° de venta: S.01.II.G.7, (US\$ 10.00), enero, 2001. [www](#)
2. Ingresos y gastos de consumo de los hogares en el marco del SCN y en encuestas a hogares, Heber Camelo (LC/L.1477-P), N° de venta: S.01.II.G.8, (US\$ 10.00), enero, 2001. [www](#)
3. Propuesta de un cuestionario para captar los ingresos corrientes de los hogares en el marco del SCN 1993, Jorge Carvajal (LC/L.1478-P), N° de venta: S.01.II.G.9, (US\$ 10.00), enero, 2001. [www](#)
4. Enfoques para la medición de la pobreza. Breve revisión de la literatura, Juan Carlos Feres y Xavier Mancero (LC/L.1479-P), N° de venta: S.01.II.G.10, (US\$ 10.00), enero, 2001. [www](#)
5. Proyecciones latinoamericanas 2000-2001, Alfredo Calcagno, Sandra Manuelito y Gunilla Ryd (LC/L.1480-P), N° de venta: S.01.II.G.11, (US\$ 10.00), enero, 2001. [www](#)
6. La vulnerabilidad social y sus desafíos, una mirada desde América Latina, Roberto Pizarro (LC/L. 1490-P), N° de venta: S.01.II.G.30, (US\$ 10.00), febrero, 2001. [www](#)
7. El método de las necesidades básicas insatisfechas (NBI) y sus aplicaciones en América Latina, Juan Carlos Feres y Xavier Mancero (LC/L. 1491-P), N° de venta: S.01.II.G.31 (US\$ 10.00), febrero, 2001. [www](#)
8. Escalas de equivalencia: reseña de conceptos y métodos, Xavier Mancero (LC/L.1492-P), N de venta: S.01.II.G.32, (US\$ 10.00), marzo, 2001. [www](#)
9. Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso, Fernando Medina (LC/L.1493-P), N° de venta: S.01.II.G.33, (US\$ 10.00), marzo, 2001. [www](#)
10. Los desafíos del Mercosur ante la devaluación de la moneda brasileña, Arturo O'Connell (LC/L.1498-P), N° de venta: S.01.II.G.40, (US\$ 10.00), febrero, 2001. [www](#)
11. La medición del desarrollo humano: elementos de un debate, Xavier Mancero (LC/L.1548-P), N° de venta: S.01.II.G.61, (US\$ 10.00), marzo, 2001. [www](#)
12. Países industrializados: resumen de las proyecciones 2000-2001, Gunilla Ryd (LC/L.1519-P), N° de venta S.01.II.G.62, (US\$ 10.00), marzo, 2001. [www](#)
13. Perspectivas de América Latina en el nuevo contexto internacional 2001, Centro de Proyecciones Económicas (CPE), (LC/L.-P), N° de venta S.01.II.G., (US\$ 10.00), mayo, 2001. [www](#)
14. La pobreza en Chile en el año 2000, Juan Carlos Feres (LC/L.1551-P), N° de venta S.01.II.G.92, (US\$ 10.00), mayo, 2001. [www](#)
15. La convertibilidad argentina: ¿un antecedente relevante para la dolarización de Ecuador?, Alfredo Calcagno y Sandra Manuelito (LC/L.1559-P), N° de venta S.01.II.G.104., (US\$ 10.00), junio, 2001. [www](#)
16. Proyecciones latinoamericanas 2001-2002, Alfredo Calcagno, Sandra Manuelito y Gunilla Ryd (LC/L.1688-P), N° de venta: S.02.II.G.3, (US\$ 10.00), enero, 2002. [www](#)
17. Países industrializados: resumen de las proyecciones 2001-2002, Gunilla Ryd (LC/L.1702-P), N° de venta S.02.II.G.13, (US\$ 10.00), febrero, 2002. [www](#)
18. Países industrializados: un análisis comparativo de las proyecciones 2002-2003, Gunilla Ryd (LC/L.1868-P), N° de venta S.03.II.G.39, (US\$ 10.00), marzo, 2003. [www](#)
19. Proyecciones de América Latina y el Caribe, 2003, Centro de Proyecciones Económicas (CPE), (LC/L.1886-P), N° de venta S.03.II.G.52, (US\$ 10.00), abril, 2003. [www](#)
20. Reseña de programas sociales para la superación de la pobreza, Marcia Pardo (LC/L.1906-P), N° de venta S.03.II.G.64, (US\$ 10.00), mayo, 2003. [www](#)

21. Registros Administrativos, calidad de los datos y credibilidad pública: presentación y debate de los temas sustantivos de la segunda reunión de la Conferencia Estadística de las Américas de la CEPAL, Graciela Echegoyen (comp), (LC/L.2007-P), N° de venta S.03.II.G.168, (US\$ 10.00), noviembre, 2003. [www](#)
22. Apertura y cambio estructural de la economía brasileña, Alejandro Vargas, (LC/L.2024-P), N° de venta S.03.II.G.188, (US\$ 10.00), noviembre, 2003. [www](#)
23. Tendencias y extrapolación del crecimiento en América Latina y el Caribe, Hubert Escaith, (LC/L.2031-P), N° de venta S.03.II.G.193, (US\$ 10.00), noviembre, 2003. [www](#)
24. El desarrollo económico de América Latina entre dos épocas de globalización-una agenda de investigación, Albert Carreras, André A. Hofman, Xavier Tafunell y César Yáñez, (LC/L.2033-P), N° de venta S.03.II.G.197, (US\$ 10.00), noviembre, 2003. [www](#)
25. Potential output in Latin America: a standard approach for the 1950-2002 period, André A. Hofman, Heriberto Tapia, (LC/L.-2042P), N° de venta S.03.II.G.205, (US\$ 10.00), noviembre, 2003. [www](#)
26. Estados Unidos: ¿Una nueva economía, o más de lo mismo?, Gunilla Ryd (LC/L.2043-P), N° de venta S.03.II.G.202, (US\$ 10.00), diciembre, 2003. [www](#)
27. Proyecciones de América Latina y el Caribe, 2004, Centro de Proyecciones Económicas (CPE), (LC/L.2144-P), N° de venta S.04.II.G.72, (US\$ 10.00), mayo, 2004. [www](#)
28. Un enfoque contable y estructural al crecimiento y la acumulación en Brasil y México, (1983-2000), (LC/L.2188-P), N° de venta S.04.II.G.116, (US\$ 10.00), septiembre, 2004. [www](#)
29. Crecimiento económico, creación y erosión de empleo: un análisis intersectorial, Gabriel Gutiérrez (LC/L.2199-P), N° de venta S.04.II.G.125, (US\$ 10.00), octubre, 2004. [www](#)
30. Cuentas ambientales: conceptos, metodologías y avances en los países de América Latina y el Caribe, Farid Isa, Marcelo Ortúzar y Rayén Quiroga, (LC/L.2229-P), N° de venta: S.04.II.G.151, (US\$ 10.00), enero, 2005. [www](#)
31. Metodología de proyecciones económicas para América Latina, Centro de Proyecciones Económicas (CPE), (LC/L.2296-P), N° de venta S.05.II.G.44, (US\$ 10.00), abril, 2005. [www](#)
32. América Latina y el Caribe: proyecciones 2005, Centro de Proyecciones Económicas (CPE), (LC/L.2297-P), N° de venta S.05.II.G.45, (US\$ 10.00), abril, 2005. [www](#)
33. El acuerdo de libre comercio Mercosur-CAN: una evaluación cuantitativa, Daniel Berrettoni y Martín Cicowiez (LC/L.2310-P), N de venta S.05.II.G.59, (US\$ 10.00), abril, 2005. [www](#)
34. Indicadores sociales en América Latina y el Caribe, Simone Cecchini, (LC/L.2383-P), N° de venta S.05.II.G.127, (US\$ 10.00), septiembre, 2005. [www](#)
35. Propuesta metodológica para el desarrollo y la elaboración de estadísticas ambientales en países de América Latina y el Caribe, Dharmo Rojas (LC/L.2398-P), N de venta S.05.II.G.143, (US\$ 10.00), octubre, 2005. [www](#)
36. Demanda de exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Argentina y Chile, Claudio Aravena (LC/L.2434-P), N de venta S.05.II.G.180, (US\$ 10.00), diciembre, 2005. [www](#)

- El lector interesado en adquirir números anteriores de esta serie puede solicitarlos dirigiendo su correspondencia a la Unidad de Distribución, CEPAL, Casilla 179-D, Santiago, Chile, Fax (56-2) 210 2069, correo electrónico: publications@eclac.cl.

[www](#) Disponible también en Internet: <http://www.cepal.org/> o <http://www.eclac.org>

Nombre: Actividad:..... Dirección:..... Código postal, ciudad, país: Tel.:..... Fax:..... E.mail:
