

Banco Central de Chile
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile
Working Papers

N° 296

Diciembre 2004

**DETERMINANTES DE LAS EXPORTACIONES NO
MINERALES: UNA PERSPECTIVA REGIONAL**

Mabel Cabezas B.

Jorge Selaive C.

Gonzalo Becerra M.

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.



BANCO CENTRAL DE CHILE

CENTRAL BANK OF CHILE

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile
Working Papers of the Central Bank of Chile
Agustinas 1180
Teléfono: (56-2) 6702475; Fax: (56-2) 6702231

**DETERMINANTES DE LAS EXPORTACIONES NO
MINERALES: UNA PERSPECTIVA REGIONAL**

Mabel Cabezas B.
Banco Central de Chile

Jorge Selaive C.
Banco Central de Chile

Gonzalo Becerra M.
Banco Central de Chile

Resumen

La economía Chilena ha experimentado un notable desempeño en el sector exportador no mineral. Sin embargo, las exportaciones a las principales zonas económicas han presentado una evolución disímil. Es trabajo analiza el rol conjunto del tipo de cambio real y la actividad externa durante el período 1990 a 2001 después de realizar una extensiva depuración de las canastas exportadas regionales. A través de un análisis de cointegración se encuentra un impacto diferenciado del tipo de cambio real y la actividad externa en el quantum exportado por zona económica. La elasticidad de largo plazo respecto al tipo de cambio real se ubicó entre 0,2 y 0,8 por ciento para Europa, Asia y Estados Unidos, y resultó no significativa para Aladi, evidenciando un menor efecto de ésta variable como determinante de las exportaciones regionales. Por su parte, la elasticidad ingreso tomó valores entre 2,3 y 4 por ciento para Estados Unidos, y entre 1,2 y 2 por ciento para el resto de las zonas. Un análisis de panel apoya la idea de un importante rol de la actividad externa como determinante de las exportaciones no minerales, y un rol menor para el tipo de cambio real. Finalmente, evidencia preliminar sugiere un significativo aporte de las rebajas arancelarias regionales en el crecimiento de las exportaciones.

Abstract

The Chilean non-mining export sector has experienced a substantial increase over the last years, although exports to the main regions have evolved with different patterns. This work analyzes the role of the real exchange rate and world economic activity during the 1990-2001 period, after performing an extensive refinement and cleaning of export bundles by region. Based on a multivariate cointegration analysis, we find different effects of the real exchange rate and world output on the exported quantum. The long-run elasticity of the real exchange rate goes from 0.2 to 0.8 percent for Europe, Asia and United States, and it is non significant for Aladi countries, for which a lower effect of this latter variable is found as a determinant of regional exports. On the other hand, elasticity with respect to world output ranges between 2.3 and 4 percent for the United States, and between 1.2 and 2 percent for the other regions. A panel analysis supports the view that world output plays a significant role, while the real exchange rate is less important. Finally, our preliminary evidence suggests that foreign country tariff reductions may increase regional exports.

Se agradecen los comentarios y sugerencias de Valentín Délano, Pablo García, Germán Moya, Alberto Naudón, Gloria Peña y Claudio Soto, como los de un árbitro anónimo. Asimismo, agradecemos a los asistentes al Seminario Interno del Banco Central. Las opiniones contenidas en este trabajo son las de los autores y no representan necesariamente las del Banco Central de Chile o sus consejeros.
E-mail: mcabezas@bcentral.cl; jselaive@bcentral.cl; gbecerra@bcentral.cl.

I. Introducción

Las exportaciones no minerales han experimentado un notable desempeño en la década anterior con un crecimiento en valor superior al 150 por ciento. Asimismo, existe cierto consenso sobre la dependencia de las exportaciones al ciclo económico externo y los precios relativos.¹ En este contexto, este trabajo pretende evaluar los efectos conjuntos del tipo de cambio real y la actividad externa en el desempeño exportador, identificando los impactos diferenciados de largo plazo de cada una de estas variables a nivel de zona económica.² Asimismo, dado que se observaron importantes diferencias en las canastas exportadas a las distintas zonas económicas, el presente trabajo por zona puede entregar simultáneamente algunas luces respecto a un análisis a nivel sectorial.

Esta pregunta se torna relevante en un contexto donde la hipótesis de “crecimiento inducido por exportaciones” ha tomado fuerza para la economía chilena y, al mismo tiempo, ha existido una escasez de trabajos orientados a examinar los determinantes de las exportaciones chilenas en los últimos años. Este trabajo utiliza una aproximación metodológica similar a estudios previos a nivel nacional e internacional, sin embargo, realiza un aporte consistente en la construcción de índices de cantidad encadenados para las exportaciones no minerales por zona económica para el período 1990-2001. En un contexto de fuerte diversificación en términos de productos y destinos, y una limitada disponibilidad de observaciones, este aspecto resulta central para distinguir los efectos individuales de precios relativos y demanda mundial, he implicó el establecimiento de categorías de productos y su posterior depuración.

Siguiendo técnicas de cointegración para establecer la existencia y magnitud de la relación de largo plazo entre las variables examinadas, nuestras estimaciones indican un impacto diferenciado del tipo de cambio real y la actividad externa en las exportaciones no minerales a nivel regional, con una elasticidad tipo de cambio real en torno a 0,8% para Estados Unidos, cercana a 0,2-0,3% para Unión Europea y Asia, y no significativa para el conjunto de países Aladi. Por otro lado, un incremento de 1% en el producto de Estados Unidos implicaría un crecimiento de las exportaciones no minerales en

¹ Reinhart (1995), en un modelo de economía pequeña, deriva una demanda por exportaciones a través de la maximización intertemporal de un agente representativo en el resto del mundo, sustentando la hipótesis de una demanda completamente elástica.

² Un análisis por zona económica hace sentido en un contexto en el que cada una de ellas incorpore economías de similares preferencias, cercanía geográfica, políticas comerciales semejantes y similitudes culturales. Ver Apéndice A con los países considerados en cada una de las zonas económicas definidas.

torno a 2,3 y 4 por ciento en el largo plazo, mientras similar incremento en la actividad de las otras regiones llevaría a un aumento del quantum exportado de entre 1,2 y 2 por ciento.

Después de realizar una estimación de panel con el objeto de mejorar la inferencia sobre el parámetro que acompaña al tipo de cambio real, incrementar el poder de los tests y realizar inferencias agregadas, los resultados apuntan a una elasticidad respecto a la actividad externa significativa en torno a 1% y una elasticidad respecto al tipo de cambio real baja en torno a 0,1 por ciento, y cuya significancia resulta no robusta a distintos estimadores.

El trabajo se ha organizado de la siguiente forma. La segunda sección revisa algunas contribuciones previas. La tercera sección describe la evolución de las exportaciones no minerales chilenas en valor y cantidad. La cuarta y quinta sección presentan el modelo estimado y construcción de las variables utilizadas respectivamente. La sexta sección presenta los resultados y técnica econométrica de estimación. La séptima sección realiza un análisis de sensibilidad incorporando rezagos en las variables independientes y evaluando el rol de las rebajas arancelarias, mientras el último apartado reúne las conclusiones que se derivan del trabajo.

II. Revisión de la Literatura³

Un tema que se ha tornado relevante en economía internacional se refiere al comportamiento que presentan los flujos de comercio ante cambios en el ingreso, precios relativos, y tipos de cambio. En la literatura especializada del tema se reconoce que existen diversos estudios respecto a elasticidades de comercio de bienes en economías desarrolladas, pero relativamente menos investigación respecto a países en desarrollo, especialmente para Latinoamérica. Adicionalmente, si bien la literatura sobre el tema es amplia, la modelación de exportaciones ha sido tratada en mucha menor extensión y profundidad que la de importaciones.

El enfoque tradicional para estimar ecuaciones de demanda de importaciones y de exportaciones ha utilizado especificaciones que consideran ingreso y precio relativo, observándose en el caso de las exportaciones que los rangos de los resultados obtenidos y de los enfoques utilizados son variables

³ Esta sección se basa en “Literatura reciente de los determinantes de exportaciones”, Departamento de Política Comercial, Abril de 2003. Este documento se encuentra disponible a petición.

entre los estudios, donde es posible encontrar en algunos casos que la variable precio relativo no es relevante.

Para Estados Unidos, Sawyer y Sprinkle (1996) realizan una revisión de la literatura sobre estimación empírica de la demanda de importaciones y exportaciones, actualizando trabajos anteriores de Goldstein y Khan (1985) y Stern, Francis, y Schumacher (1976). La evidencia empírica indicaría que la elasticidad ingreso demanda para exportaciones se encuentra en torno a 1,1, en tanto la elasticidad precio lo hace en torno a -1. Los autores encuentran que desde fines de los años setenta, la literatura empezó a moverse hacia la estimación de demanda por importaciones y exportaciones con especificaciones que permiten una respuesta rezagada ante cambios en las variables independientes. Con el objetivo de analizar cómo los flujos de comercio responden en el tiempo a cambios en el ingreso versus cambios en los precios relativos; encuentran que el rezago de precio relativo para la función de demanda por exportaciones es mucho más corto que para importaciones. Posteriormente, el desarrollo del concepto de cointegración ha sido un tema importante en esta literatura en la medida que permite estudiar relaciones de largo plazo entre las variables.

En el anterior contexto, un análisis de cointegración para los países más industrializados (G-7) realizado por Hooper, Johnson y Marquez (1998) de las ecuaciones tradicionales para exportaciones e importaciones muestra que la elasticidad ingreso de exportaciones de largo plazo presenta valores que van desde 0,8 en Estados Unidos a 1,6 en Italia. En el caso de las elasticidades precio, Canadá, Japón, Inglaterra y Estados Unidos parecen tener más sensibilidad en sus flujos de comercio ante cambios en los precios que los países de Europa continental. Un tema interesante a destacar es que las elasticidades de importaciones son más estables en el tiempo que las de exportaciones.

Senhadji y Montenegro (1999) estiman elasticidades demanda por exportaciones un amplio grupo de países en desarrollo e industriales, usando técnicas que consideran series no estacionarias. Los autores encuentran elasticidades precio e ingreso promedio de largo plazo cercanas a -1 y 1,5 respectivamente.

Para el caso del conjunto de economías latinoamericanas, Fullerton, Sawyer y Sprinkle (1999), examinan la literatura publicada sobre estimadores empíricos de elasticidades de importación y exportación. En lo referente a exportaciones encuentran un número relativamente pequeño de

estudios, con un amplio rango de formas funcionales. La literatura aplicada a países latinoamericanos muestra que las exportaciones son dependientes de las condiciones de precios relativos y del ciclo económico de los socios comerciales. Loza (1999) estudia la influencia del tipo de cambio en las exportaciones e importaciones de Bolivia. Evidencia para el caso colombiano se encuentra en Misas, Ramírez y Silva (2001), Iannariello-Monroy, León y Oliva (1999) quienes estiman funciones de demanda de exportaciones no tradicionales en Colombia utilizando análisis multivariado de cointegración. La influencia del tipo de cambio real en el largo plazo oscila entre 0,3 y 1,5, mientras el impacto de la actividad mundial sobre las exportaciones fluctúa entre 2 y 4,2. Para Argentina, Catão y Falcetti (2002) encuentran que el efecto del tipo de cambio real para exportaciones a países no pertenecientes a Mercosur es 1,1. Cuando se estudia en particular este bloque, se tiene que la influencia de esta variable aumenta a 1,3.⁴

Para el caso de Chile, De Gregorio (1984), en lo que se refiere a estimación de las elasticidades de las exportaciones agregadas y excluyendo el cobre, obtiene una elasticidad precio de las exportaciones que toma valores entre 0,2 y 0,3 en el corto plazo y entre 1,0 y 1,6 para el largo plazo; la elasticidad con respecto al nivel de actividad mundial es de 0,2 en el corto plazo y entre 0,9 y 1,1 en el largo plazo. Moguillanski y Titelman (1993) estiman la elasticidad de las funciones de exportación con un enfoque distinto, respecto al tipo de cambio para cuatro grupos de productos de exportación chilenos encontrando que la elasticidad precio de la oferta en el largo plazo varía en un rango de 0,6 a 1,9. El Banco Central de Chile recientemente hizo público sus resultados para las exportaciones industriales agregadas. Los resultados apuntan a un rol menor del tipo de cambio real, y significativo para la actividad externa y las rebajas arancelarias. Otros estudios publicados sobre Chile son los de Figueroa y Letelier (1994), Agosin (1999) y Noton (2001), aunque los primeros trabajos presentan un análisis más orientado a relacionar exportaciones y crecimiento económico.⁵

⁴ Una línea interesante aunque levemente distinta de investigación es la seguida por Caballero y Corbo (1989) quienes estudian el efecto de la incertidumbre asociada al tipo de cambio real en las exportaciones para seis países en desarrollo, utilizando un modelo de aversión al riesgo de dos períodos a través de técnicas de estimación mínimo cuadrado ordinarias y de variables instrumentales. Encuentran que existe un efecto negativo de la incertidumbre del tipo de cambio real en las exportaciones y una relación positiva entre una variable de actividad mundial y los envíos. Asimismo, Arize et al (2003) mediante un análisis multivariado de cointegración encuentra un efecto negativo de la variabilidad del tipo de cambio en el desempeño de ciertos países latinoamericanos.

⁵ Figueroa y Letelier (1994) estudian la incidencia de las exportaciones y la orientación “hacia fuera” en el crecimiento. Agosin (1999) analiza las relaciones entre el desempeño de las exportaciones de Chile en las últimas dos décadas y la elevada tasa de crecimiento económico experimentada por el país desde mediados del decenio de 1980 con el fin de probar la hipótesis de crecimiento “inducido por exportaciones”. La nota técnica de Noton (2001) estudia la demanda por exportaciones en los mercados de Estados Unidos, Unión Europea y Japón a través de un análisis de cointegración. Sus resultados indican una elasticidad ingreso significativa para Estados Unidos (2,38), Japón (4,60) y Unión Europea (3,29), y una elasticidad precio baja pero significativa sólo para Estados Unidos (0,5).

III. Evolución de las Exportaciones No Minerales

La cobertura de este estudio considera las exportaciones de bienes no minerales consignadas en las declaraciones de exportación de Aduana sin considerar zona franca. El valor de las exportaciones no minerales corresponde aproximadamente en promedio a 51% del total de exportaciones en el período de estudio (ver Apéndice B).

En términos generales, en el período 1990-2002, el valor de los envíos se duplicó entre el trienio inicial (1990-92) y el final (1999-2001). En términos regionales, los envíos a Estados Unidos pasaron de US\$ 916 millones en 1990-92 a US\$ 2.266 millones en 1999-2001 con un crecimiento de casi 150%. Estos resultados consignan a este país como el de segundo mejor desempeño de los destinos analizados después de Aladi. Por su parte, Asia y Unión Europea han crecido a ritmos menores, aunque experimentando importantes incrementos en valor. Estas conductas han impactado en la participación de cada una de estas zonas en el total. En efecto, mientras la importancia en el sector no mineral de Asia y Unión Europea ha ido cayendo, Aladi y Estados Unidos han incrementado su participación (ver Tabla 1). Así entonces, un hecho estilizado del desempeño exportador chileno durante la década de los noventa es la evolución disímil por zona económica.

Al evaluar el *performance* exportador en términos del quantum exportado⁶, i.e., extrayendo el componente asociado a las variaciones de precios, podemos asociar principalmente el crecimiento de las exportaciones no minerales a Aladi a un componente de cantidad la que se incrementa en cerca de un 360% (ver Tabla 2). Para Estados Unidos, el incremento en valor (193%) y precio (171%) resultaron muy similares. Finalmente, para Unión Europea se observa que el crecimiento en valor (47%) superó significativamente el incremento en la cantidad exportada (20%), lo que evidencia un fuerte componente precio para dicha región. Para las exportaciones no minerales totales en el período, el quantum se incrementa en torno a 107%, que se compara con un crecimiento de 112% en términos de valor.

Sin desconocer las diferencias en el desempeño de las exportaciones no minerales a cada región los resultados anteriores desconocen las eventuales diferencias que podrían existir en la composición de

⁶ El quantum exportado es obtenido mediante un índice encadenado de Laspeyres. En el apéndice B se discute su construcción.

las canastas exportadoras a las distintas zonas. Siguiendo a Finger y Kreinin (1979), una forma de examinar el grado de semejanza o similitud de los bienes exportados a las regiones es a través de un índice de similitud a nivel de código arancelario. Así entonces, se plantea el siguiente indicador:

$$IS_{jk} = \left\{ \sum_i \text{Min}[x_i(\text{Chile} - j), x_i(\text{Chile} - k)] \right\} \cdot 100$$

donde $x_i(\text{Chile} - j)$ equivale a la importancia relativa de las exportaciones no minerales de Chile del código arancelario i a la zona j . Su valor fluctúa entre 0 (exportaciones totalmente distintas) y 100 (exportaciones idénticas). Este índice fue calculado para las 6 combinaciones posibles de exportaciones no minerales chilenas (ver Tabla 3.1).⁷

La composición de las canastas difiere entre las zonas en el período 1990 - 2001. Se aprecia que la Unión Europea presenta el mayor grado de similitud al compararse con el resto de las zonas, aunque los valores reportados por el índice no superan el 40%. El resto de las zonas presenta una mayor diferenciación, con valores cercanos al 20%.

Complementando el índice anterior, la Tabla 3.2 presenta un *ranking* de los principales 5 productos exportados por zona durante 2003, y se indica en las columnas laterales si estos mismos productos se encuentran entre los 5 primeros productos exportados de las otras zonas. Los resultados no se alteran significativamente al variar el número de productos seleccionados. Se observa una coincidencia reducida en el número de productos exportados el 2003. La uvas, pasta química de conífera y metanol participan significativamente en más de una canasta exportada.

La importancia que representa cada una de las zonas económicas para las exportaciones no minerales para nuestro país y el grado de diferenciación tanto en el *performance* como en la composición de envíos, indicaría que un enfoque adecuado para estimar los determinantes de dichas exportaciones es uno de índole regional.

IV. Un Modelo Simple

Nuestro análisis supone un escenario compuesto por un país pequeño que exporta sus mercancías no minerales, y que no afecta los precios en los mercados internacionales. Reinhart (1995) utiliza un

⁷ Este índice examina la semejanza en la distribución de las canastas exportadas a las distintas regiones.

enfoque similar para modelar las exportaciones e importaciones de países en desarrollo.⁸ El destino de sus exportaciones es un país extranjero o agrupación de países que demanda estos envíos.

La economía chilena ha experimentado un importante crecimiento y diversificación de sus envíos al exterior, sin embargo, de acuerdo a información para el año 2001, Chile fue el origen del 0,37% de las importaciones del Mundo.⁹ Si analizamos la importancia de nuestro país como origen de las importaciones, los valores son pequeños, no superiores a 0,4% para EEUU y países Europeos, y algo mayores para países latinoamericanos, alcanzando no más de un 2,5% en Argentina.

Al revisar el porcentaje de las exportaciones (a nivel de seis dígitos de la clasificación arancelaria) en los cuales las exportaciones chilenas constituyen más del 20% de las importaciones, se observan valores en torno a 26 y 80 por ciento. Sin embargo, esto es explicado principalmente por el cobre. Excluyendo este mineral, la participación de las exportaciones chilenas baja considerablemente, con valores que oscilan entre 2 y 50 por ciento. Desde otra perspectiva, la participación de estos productos con mayor concentración no supera el 30% en los mercados de destino, y se concentra en algunos destinos que son “puerta de entrada” de nuestras exportaciones, como por ejemplo el caso de Países Bajos donde se recibe el mayor porcentaje de fruta que se destina a Europa (ver Tabla 4).

Finalmente, las situaciones en las cuales Chile es un origen relevante y representan un porcentaje importante de los envíos, se concentran en productos puntuales entre los que destacan la Uva y el Salmón, en los cuales el ciclo de venta más corto del producto, considerando que son bienes perecibles, reducen el poder de mercado del país de origen. En el caso de la Uva, en promedio entre 1996 y el 2001 sólo el 25% de los envíos de fruta fresca se ha comercializado bajo la modalidad de venta a firme, es decir, con un precio definido. Adicionalmente, los informes de variación de valor (IVV) para el caso de la uva registrados posteriormente y que presentan el precio final al cual se realizó la transacción, muestran cambios significativos en los montos exportados.¹⁰

En el contexto anterior, el propósito de este trabajo es estudiar la existencia de una relación estable y de largo plazo entre las exportaciones no minerales, los precios relativos y la actividad

⁸ El término “país pequeño” se refiere a una economía que no es capaz de alterar sus términos de intercambio, y es tomadora de precios en los mercados internacionales. Para la derivación del modelo microfundado, ver Reinhart (1995).

⁹ En base a datos del Comtrade de las Naciones Unidas.

¹⁰ A modo de ejemplo en la Uva en el año 2000 las exportaciones fueron un 36% más altas que las registradas inicialmente sin IVV. El año 2001 este aumento fue de casi un 60%.

internacional. Así entonces, se genera la siguiente demanda por exportaciones a estimar por zona económica:¹¹

$$\ln Q_t^* = \beta_0 + \beta_1 \ln TCR_t + \beta_2 \ln PIB_t + \mu_t \quad (1)$$

donde TCR representa el tipo de cambio real relevante, PIB es una medida de actividad para la zona económica analizada, y Q^* corresponde a un índice de quantum exportado a la zona o país. La ecuación (1) corresponde a la especificación de equilibrio que se alcanza en el largo plazo para la demanda por exportaciones no minerales chilenas. En este escenario, no hay diferencias entre los valores observados y esperados, es decir, $Q_t = Q_t^*$.

V. Construcción de las Variables

El quantum exportado, variable dependiente del modelo, se expresa a través de un índice de cantidad encadenado de estos envíos para cada una de las regiones consideradas. El índice de cantidad utilizado en este trabajo corresponde a un índice encadenado de Laspeyres construido con información trimestral en base a las declaraciones de exportación del Servicio Nacional de Aduanas (SNA) información que se revisó y corrigió. Para más detalles sobre la construcción del índice y revisión de la información ver apéndices B y C.

Para la construcción del tipo de cambio real bilateral entre Chile y las zonas económicas se sigue la metodología utilizada por el Banco Central (Feliú, 1992). Se construyen tipos de cambio reales bilaterales para cada una de las zonas económicas relevantes para lo cual se elaboró un índice de inflación externa a partir de las diferencias entre las variaciones trimestrales del Índice de Precios al por Mayor (IPM) y del tipo de cambio nominal para el período de interés, sumadas en forma ponderada por la importancia de los países en el comercio exterior de Chile. Así entonces,

$$TCRB = \frac{TCN \cdot P^*}{P},$$

$$\Delta\%P^* = \left[\sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1 + \Delta\%IPM_i}{1 + \Delta\%TCN_i} \right\} * \beta_i \right] - 1,$$

¹¹ No se especifica una oferta por exportaciones. En un modelo de ecuaciones simultaneas, el precio y cantidad se modelan como variables endógenas, por lo que la validez del supuesto de oferta de exportaciones perfectamente elástica impuesto en este trabajo se verifica a través de tests de exogeneidad débil.

donde $TCRB$ representa el índice del tipo de cambio real bilateral, TCN es el índice del tipo de cambio nominal de Chile respecto al dólar americano, P y P^* son índices de precios internos y externos, respectivamente. $\Delta\%P^*$ corresponde a las variaciones porcentuales trimestrales del índice de precios externos. $\Delta\%IPM_i$ y $\Delta\%TCN_i$ corresponden a las variaciones porcentuales de los índices de precios al por mayor e índice de tipo de cambio nominal del socio comercial i respecto al dólar americano, respectivamente. β_i es la ponderación de un país i en el comercio exterior chileno.¹²

Los tipos de cambio nominales e índices de precios relevantes para poder construir esta variable fueron obtenidos del *International Financial Statistics (IFS)* del Fondo Monetario Internacional, Agencia Bloomberg y del Bureau of Labor Statistics del Departamento del Trabajo de Estados Unidos.

Como medida de actividad externa, se utiliza el Producto Interno Bruto real de la zona económica, y de no contar con ésta variable, se utilizan las importaciones totales de la zona, excluyendo las realizadas desde Chile. Las fuentes de información fueron *IFS*, Comtrade de la Naciones Unidas, Agencia Bloomberg y sitios web de los Bancos Centrales.

Adicionalmente, como indicador de actividad se utilizó un indicador de importaciones por zona económica construido en base a la agregación de las importaciones totales de cada uno de los países conformantes. Las fuentes de información en este caso fueron Comtrade y Banco Central de Chile. Todas las variables fueron expresadas en frecuencia trimestral y previamente desestacionalizadas.¹³

VI. Resultados de la Estimación¹⁴

En el contexto de análisis de series de tiempo, un gran número de ellas presenta un comportamiento persistente en el tiempo. Para establecer si las variables consideradas en el modelo presentan evidencia estadística de raíz unitaria se realiza el test eficiente *DF-GLS* que testea la hipótesis nula de raíz unitaria. Se utiliza este test pues su poder se compara favorablemente respecto al test standard ADF (Cheung y Lai, 1998). Asimismo, para evitar un sesgo en nuestros resultados, no se utilizan tests cuya hipótesis nula es la de estacionariedad (Kwiatkowski et al, 1992 y Leybourne y

¹² Esta participación se actualizó con periodicidad anual.

¹³ Todas las variables se encuentran expresadas en logaritmo.

¹⁴ Debido a que la harina de pescado ha tenido un comportamiento especial derivado de la caída de las capturas del recurso marino, fue excluida en el cálculo de quantum como variable dependiente.

McCabe, 1994) ya que éstos tienden con frecuencia a rechazar la hipótesis nula (ver Cheung y Chinn, 1997).¹⁵

Considerando el reducido tamaño muestral, se reemplazan los valores críticos de Elliot et al (1996), y se calculan nuevos valores críticos a través de técnicas de *bootstrap* siguiendo a Caner y Kilian (2001).¹⁶ Los resultados de este test se presentan con y sin tendencia en la Tabla 5.¹⁷

Los resultados indican que para *todas* las series no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. En el contexto anterior, una respuesta que ha surgido ante el escenario de modelar series que presentan raíz unitaria es el *enfoque de cointegración*. El principio detrás de este enfoque es la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables económicas, aún cuando estas presenten situaciones de desequilibrio en el corto plazo, lo cual es capturado por un mecanismo de corrección de errores.

Para abordar este tema, se utilizan los enfoques de Johansen (1988) y Engle y Granger (1987). En el primero se evalúa el test de traza y λ -max para detectar la presencia de cointegración y el número de ecuaciones resultantes. En el segundo se estudia la estacionariedad del residuo de una ecuación de cointegración o de largo plazo. El análisis de Johansen se realiza considerando tendencia en los datos y se presentan las alternativas *con* y *sin* tendencia en el vector de cointegración. Asimismo, se realiza el test propuesto por Hansen (1992) para evaluar la presencia de cointegración determinística o estocástica.¹⁸ Posteriormente se aplican pruebas de exogeneidad sobre las variables tipo de cambio real y actividad y se re-estima el vector de cointegración imponiendo dichas condiciones, analizando finalmente el comportamiento de los residuos que se derivan de esta estimación.

¹⁵ Caner y Kilian (2001) muestran que aún corrigiendo los valores críticos por tamaño muestral a través de técnicas de *bootstrap*, los test *LMC* y *KPSS* poseen menos poder comparados con el test *DF-GLS*.

¹⁶ Los autores presentan una metodología de *bootstrapping* que permite ajustar por correlación serial. Ver detalles del algoritmo en Caner y Kilian.

¹⁷ Cheung y Lai (1998) indican que en la modelación del tipo de cambio real se debe incluir una tendencia lineal. Por otro lado, Culver y Papell (1999) y Papell y Theodoridis (2001) consideran que la tendencia lineal es inconsistente con una teoría de paridad del poder de compra de largo plazo.

¹⁸ En base a la definición de Ogaki y Park (1997) de cointegración determinística: si el vector de cointegración no incorpora tendencia se entiende que la cointegración es determinística. Hansen (1992) muestra que un test de Wald sobre el parámetro estimado de la tendencia distribuye chi-square en una regresión de cointegración usando el *Fully Modified Estimator* (FME) de Phillips y Hansen (1990).

Asimismo, se realiza el procedimiento de Engle y Granger para cada una de las zonas, asumiendo *a priori* que las variables tipo de cambio real y actividad resultan exógenas en el modelo.¹⁹

Finalmente, se utiliza un enfoque de panel para analizar la cointegración de las variables del modelo en base a los procedimientos de Engle y Granger (1987) y Stock y Watson (1993).

VI.1. Estados Unidos

Se construyen las variables siguiendo la metodología expuesta en la sección V.²⁰ Después de aplicar el test de Johansen, la prueba de traza y λ -max, que consideran tendencia en los datos y en el vector de cointegración indican la existencia de un único vector de cointegración al 1%. Dicho vector presenta elasticidades de largo plazo consistentes con la teoría, con impactos positivos del tipo de cambio real en torno al 0,8% en el largo plazo, y de la actividad en torno al 2,3% sobre las exportaciones no minerales.²¹ (Tabla 6)

Los resultados apuntan a una elasticidad tipo de cambio real muy similar cuando se elimina la tendencia en el vector de cointegración, aunque sugirieren una elasticidad producto en torno al 3,7%. A pesar de aquello, el test de traza indica la presencia de 3 vectores de cointegración al 1% lo que contradice los resultados de raíz unitaria presentados en la Tabla 5 y puede ser el resultado de los pocos datos de los que se dispone o de un posible error de especificación. Para evaluar si el vector de cointegración debe incorporar una tendencia (cointegración estocástica) se aplica el test de Hansen (1992) el que rechaza la presencia de tendencia en dicho vector.

No se descartan las restricciones de exogeneidad débil del tipo de cambio real y actividad externa con *p-values* superiores a 0,1. Al aplicar las restricciones de exogeneidad -sin tendencia en el vector- se encuentran elasticidades del tipo de cambio real y actividad de 0,77% y 3,91%, respectivamente. Los residuos que resultan de la estimación resultan ser bien comportados bajo condiciones de normalidad multivariada y autocorrelación (ver Tabla 7).

¹⁹ Cabe mencionar que el procedimiento de Engle y Granger es de cointegración determinística.

²⁰ Se incluyen *dummies* para capturar *outliners* en los siguientes trimestres T3.91, T2.96, T4.98 y T4.99.

²¹ Al incorporar tendencia en el vector de cointegración el test de traza y λ -max incrementan sus valores críticos para encontrar cointegración a todos los niveles de significancia.

Por su parte, el test de cointegración de Engle y Granger (1987) permite concluir la existencia de cointegración al 1% bajo los valores críticos de Engle y Yoo (1987) y MacKinnon (1991) (ver Tabla 8).²²

VI.2. Unión Europea

El producto interno bruto real agregado del bloque corresponde al publicado por el Banco Central Europeo.²³ Para la construcción del tipo de cambio real bilateral (TCR^{UE}) se calcularon las participaciones en las exportaciones no minerales del bloque de cada uno de los países integrantes.²⁴

El test de traza y λ -max sugieren la existencia de un solo vector de cointegración al 1%. Dicho vector plantea parámetros de largo plazo donde la influencia del tipo de cambio real bilateral sobre el quantum es baja. Las estimaciones sugieren una elasticidad producto de largo plazo significativa en torno a 3,3% con tendencia y 1,7% si tendencia en el vector. Sin embargo, el test de Hansen sugiere que el vector no debe incorporar tendencia (ver Tabla 9).

Los resultados de exogeneidad débil para el vector sin tendencia sugieren que ambas variables no pueden ser consideradas exógenas débiles en forma simultánea. Sin embargo, individualmente, el tipo de cambio real y producto resultan exógenas, y sugieren elasticidades en torno a los valores obtenidos sin imponer dichas restricciones (ver Tabla 10).

Por su parte, el test de cointegración de Engle y Granger permite concluir la existencia de cointegración al 5% bajo los valores críticos de Engle y Yoo para el test ADF y Philips–Perron (ver Tabla 11).

VI.3. Asia

²² El procedimiento de Engle y Granger testea los residuos obtenidos en una regresión en primera etapa y, por lo tanto, su testeo en base a los valores críticos de MacKinnon puede sesgar los resultados a encontrar residuos estacionarios. Engle y Yoo presentan valores críticos que resultan más apropiados en este contexto.

²³ Se incluyen variables dicotómicas para T2.92, T4.96 y T4.99.

²⁴ En su mayoría se usaron índices de precios internos (consumidor y de oferta) excepto para Austria y Grecia (por mayor) y Bélgica y Dinamarca (doméstico e importaciones).

Como variable de actividad se utilizan las importaciones reales de Asia (IMP^{ASIA}). Para la construcción del tipo de cambio real se utilizaron como ponderadores las participaciones de cada país en las exportaciones no minerales chilenas a Asia.²⁵

El test de la traza y λ -max evidencian la existencia de un único vector de cointegración al 1% (ver Tabla 12). Este vector presenta parámetros de largo plazo consistentes con la teoría, con elasticidades tipo de cambio real y producto en torno a 0,3 y 1,4%, respectivamente. Se encuentra que el tipo de cambio real y la variable de actividad son exógenas débiles. Después de imponer dichas restricciones, se encuentran elasticidades muy similares. Finalmente, los test aplicados a los residuos sobrepasan las pruebas de normalidad y autocorrelación (ver Tabla 13).

El test de Engle y Granger efectuado sobre los residuos de largo plazo permite concluir que ellos son estacionarios (ver Tabla 14).

VI.4. Aladi

Para Aladi se utiliza un indicador de importaciones (IMP^{ALADI}) que excluye las importaciones realizadas por estos países desde Chile.²⁶ El TCR^{ALADI} se construye considerando la participación de cada país en las exportaciones no minerales a Aladi.²⁷

El test de la traza y λ -max evidencia la existencia de un único vector de cointegración al 1% (ver Tabla 15). No se encuentra que las variables sean simultáneamente exógenas débiles, aunque la variable actividad presenta un *p-value* de 0,46 indicando fuerte exogeneidad débil. En este contexto, y después de realizar el test de Hansen (1992), se concluye que la elasticidades de largo plazo del tipo de cambio real no es significativamente distinta de cero y, por su parte, la elasticidad producto se sitúa en torno a 1,3 por ciento (ver Tabla 16).

El test de Engle y Granger efectuado sobre el residuo de largo plazo permite concluir que ellos son estacionarios al considerar los valores críticos de McKinnon (1991) y Philips-Perron al 1% (ver Tabla 17).

²⁵ Se utilizan IPMs excepto para Filipinas, Hong-Kong, Malasia y Corea en que se reemplazan por IPCs. Se incluyen variables dicotómicas para T2.96, T2.01 y T4.01.

²⁶ Se incluyen variables dicotómicas para T1.93, T2.96, y T1.98.

²⁷ Sólo para Brasil y Perú se utilizan IPMs, el resto se construye en base a IPCs.

VI.5 Cointegración de Panel

A la luz de los resultados anteriores se observa un rol bastante disímil de los precios relativos en el *performance* exportador regional, lo que levanta la hipótesis de que para algunas regiones e indirectamente sectores económicos, el tipo de cambio real puede no representar una variable significativa. De manera de explorar en mayor profundidad este resultado, se procede con técnicas de cointegración de panel para los países de la muestra.

Técnicas de cointegración permiten incrementar el *poder* de los test y realizar inferencias agregadas para el grupo de unidades consideradas (Kao y Chiang, 2000). En esta sección se realiza un análisis de cointegración de panel para una muestra de 19 economías integrantes de las cuatro zonas analizadas individualmente en las secciones anteriores. Para construir series continuas de quantum exportado, tipo de cambio real y actividad para cada una de las economías consideradas, se eliminaron algunos países que se encontraban en las series individuales agregadas utilizadas en las secciones anteriores.

En primera instancia se verifican las propiedades de estacionariedad de las series a través de los tests de Harris y Tzavalis (1999) y Im, Pesaran y Shin (1997). Para todas las series consideradas no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, en línea con los resultados a nivel agregado de las secciones anteriores (ver Tabla 18).

Después de verificada la no estacionariedad de las series a nivel de panel, procedemos a testear la existencia de una relación estable de largo plazo a través de los test de Kao (1999) y Pedroni (1999). La mayoría de los estadígrafos de ambos tests rechazan la hipótesis nula de no cointegración.

Los coeficientes estimados correspondientes a las elasticidades de largo plazo del tipo de cambio real y actividad se obtienen siguiendo el procedimiento Kao y Chiang (2000).²⁸ La elasticidad tipo de cambio real resulta en general baja, y significativa sólo bajo la estimación bajo mínimos

²⁸ A sugerencia del árbitro anónimo, una posible extensión sería la obtención de estimadores en base al procedimiento de Pesaran, Shin y Smith (1999).

cuadrados ordinarios (*OLS*). Por otro lado, la lectura para el indicador de actividad indica una elasticidad producto significativa en torno a 1,0%.²⁹

VII. Análisis de Sensibilidad

El análisis anterior considera una relación contemporánea entre las variables que integran la ecuación de cointegración y, por otra parte, la especificación utilizada incluye el tipo de cambio real bilateral y la actividad externa como determinantes fundamentales de las exportaciones no minerales. El propósito de esta sección es sensibilizar los resultados encontrados anteriormente desde dos perspectivas: (1) A partir de rezagos en las variables explicativas, y (2) A través de la inclusión del *arancel efectivo* que enfrentan nuestras exportaciones como una nueva variable explicativa. La primera extensión permitirá examinar si existen efectos rezagados de las variables explicativas (Banco Central de Chile, 2003). La segunda extensión tiene como objetivo capturar los efectos del proceso de apertura de países socios comerciales chilenos.

Para el ejercicio rezagado se consideran tres nuevas alternativas: (b) tipo de cambio real rezagado en un período, (c) ambas variables explicativas rezagadas en un período, y (d) con el tipo de cambio rezagado en dos períodos y la actividad en uno. Lo anterior se realiza tanto a nivel de las zonas económicas como agregado, para el cual se realiza un enfoque de panel que considera a la mayoría de los países del estudio.

Para la primera extensión, los resultados por zona y de panel se presentan en las tablas 19 y 20, respectivamente. Del análisis zonal se reafirman en gran parte las conclusiones obtenidas anteriormente, aunque el coeficiente para el tipo de cambio real para las exportaciones con destino a Asia presenta variaciones importantes respecto a la estimación contemporánea debido, probablemente, a un mayor efecto para esta zona de la escasa disponibilidad de observaciones.

Para el caso del panel, es interesante destacar la estabilidad del coeficiente asociado a la variable de actividad externa. Por otra parte, el tipo de cambio real tendría un rol significativo sólo cuando se le incorpora en forma rezagada y bajo los estimadores *DOLS*.

²⁹ Kao y Chiang estudian las propiedades asintóticas de los estimadores *OLS* y *DOLS*, encontrando que los estimadores *OLS* tienen sesgos no despreciables en muestras pequeñas. Asimismo, el estimador *DOLS* parece tener un mejor

Para la segunda extensión, la construcción de la variable arancel se basó en los datos de los aranceles individuales de los países de la muestra. Cuando no existen datos entre años se realizó un ejercicio simple de extrapolación lineal. El arancel reportado para un año se repitió para los trimestres y se realizaron otros supuestos específicos. Para el caso de los países pertenecientes a la zona Aladi se efectuó un tratamiento adicional debido a que muchos países habían efectuado acuerdos de complementación económica con Chile que incluían el acceso preferencial de bienes a sus mercados. En consecuencia, se calculó el porcentaje de preferencia que Chile otorgaba a las exportaciones de dichos países a partir de 1995, considerando este número como recíproco, es decir, que nuestro país accedía en esos mercado con los mismos descuentos. Dicha preferencia se descontó del arancel que dichos países reportaban como efectivo a sus importaciones. El arancel por zonas para el caso de Asia y Aladi se calculó ponderando por la participación de cada país en la importaciones totales de cada región.

Las estimaciones de panel incorporando la variable arancel se reportan en la Tabla 21. En este caso, las estimaciones bajo OLS indican un rol importante a las rebajas arancelarias concedidas por los socios comerciales. Sin embargo, las estimaciones bajo DOLS apunta a un rol no significativo de ésta variable.

VIII. Conclusiones

Una de las motivaciones principales de este trabajo ha sido dimensionar la influencia de ciertas variables macroeconómicas fundamentales en el comportamiento de nuestras exportaciones no minerales desde una perspectiva regional.

En un contexto donde las exportaciones no minerales han presentado un comportamiento destacado, ha sido posible apreciar una conducta diferenciada por zonas económicas. Si bien el quantum exportado no mineral logró duplicarse en el período de análisis, las zonas económicas respondieron de manera disímil. Mientras Aladi registra el mejor desempeño con un aumento del quantum exportado de 350% aproximadamente, la Unión Europea registró el menor incremento en esta variable (20% de aumento). En un lugar intermedio se ubican Estados Unidos y Asia (171% y 76% de aumento respectivamente)

desempeño que el estimador *OLS* en muestras pequeñas. En nuestras estimaciones se dispone de 912 observaciones, y se presentan ambos estimadores.

La demanda externa tiene un importante efecto en el quantum exportado en el largo plazo, resultando elástica para todas las regiones consideradas, con valores entre 2,3 y 4 por ciento para Estados Unidos, y entre 1,2 y 2 por ciento para el resto de las zonas. Esto evidencia que el desempeño exportador estaría fuertemente asociado al ciclo económico de nuestros principales socios comerciales. Por su parte, la elasticidad respecto al tipo de cambio real presenta valores inferiores a uno en las estimaciones regionales, resultando no significativa para los países Aladi. Las estimaciones de panel también confirmarían un rol menor del tipo de cambio real y una eventual importancia de las rebajas arancelarias en el quantum exportado por economía de destino.

Finalmente, existe un gran número de extensiones. A pesar de que nuestro enfoque entrega una respuesta respecto al rol del tipo de cambio real en las exportaciones regionales e indirectamente también en las exportaciones sectoriales dada la baja similitud de las canastas exportadas, creemos aún importante examinar el comportamiento de las exportaciones a nivel de sectores económicos, de manera de distinguir la influencia de las distintas estructuras de mercado que se enfrentan en los mercados externos y discernir más acertadamente el rol del tipo de cambio en la reasignación de exportaciones sectoriales. En esta misma línea, la obtención de otras variables explicativas que puedan mejorar las especificaciones de nuestros modelos, especialmente las referidas a los productos internos de los bloques con frecuencia trimestral, es otra extensión relevante. Asimismo, otros enfoques de estimación asociados a modelos de gravedad también constituyen una interesante línea de investigación a explorar.

Apéndice A

Países incorporados en las Zonas Económicas

Unión Europea	Estados Unidos	Aladi	Principales de Asia
Portugal	Estados Unidos	Venezuela	Hong Kong
Alemania		Colombia	Arabia Saudita
Italia		México	India
Francia		Ecuador	Tailandia
Irlanda		Perú	Vietnam
Dinamarca		Brasil	Indonesia
Austria		Bolivia	Malasia
Reino Unido		Paraguay	Taiwan
Suecia		Uruguay	Japón
Finlandia		Argentina	Singapur
Bélgica		Cuba	Corea del Sur
Holanda			Filipinas
España			Rep. Popular de China
Grecia			
Luxemburgo			

Apéndice B

Índice de cantidad encadenado por zona geográfica ^a

Para el estudio de la evolución de las exportaciones e importaciones, es importante contar con una adecuada medida de su evolución considerando tanto la cantidad como los precios de los bienes intercambiados. La literatura respecto al cálculo de índices es amplia y recoge una discusión de larga data en economía. Los manuales actuales con metodologías internacionales para la elaboración de Cuentas Nacionales y Balanza de Pagos recogen estas discusiones y tienen una interesante revisión sobre las bondades y desventajas de los distintos índices propuestos, considerando tanto sus características estadísticas como si su utilización genera sesgos en la estimación que se desee realizar.

Actualmente existe la recomendación en cuentas nacionales de pasar desde medidas tradicionales, que involucran precios constantes y bases fijas, hacia medidas encadenadas de cantidad. Sin embargo, el fenómeno de encadenamiento es relativamente reciente y pocos países lo están implementando en su plenitud. Adicionalmente para Chile no se tiene un índice de cantidad que diferencie por zonas geográficas de exportación.

Se revisó la literatura y se realizó un análisis empírico de las diferencias entre los índices de base fija (años 1990, 1996 y 2001) y el índice encadenado presentado por el FMI que cumple con la característica que el promedio de los índices trimestrales corresponde al índice anual. Se concluyó que lo más adecuado para los efectos de este trabajo era utilizar el índice encadenado que no depende de los precios de referencia de un año en particular y en ese sentido refleja de mejor manera la evolución de las cantidades exportadas a los distintos destinos.

^a Para más detalle ver “Índices de precio y cantidad: una nota metodológica”, Departamento de Política Comercial, Mayo 2003. Documento disponible a petición.

Apéndice C

Base de Datos de Exportaciones^a

La base de datos comprende exportaciones por código arancelario y país de destino para un período de tiempo que considera desde el año 1990 a 2001, con una frecuencia trimestral. En una primera instancia se obtuvo por un proceso informático especial, los valores y cantidades exportadas; la relación entre estas variables entrega el precio al cual se efectuó la exportación.

La base de datos generada por el proceso informático comprendía 5.404 códigos arancelarios, incluidos los minerales. Dado que el análisis se centró hasta el año 2001, se descartaron aquellos códigos que en 2002 experimentaron aperturas en sus códigos y que registraban antes de dicho año un valor exportado igual a cero. Asimismo, se eliminaron los códigos correspondientes a exportación de servicios, códigos relacionados con importaciones y países que no interesaba incluirlos en el análisis debido a que su aporte era muy marginal y su comportamiento distorsionaba el análisis. Lo anterior implicó finalmente trabajar con 1.362 códigos arancelarios que concentraban la mayor proporción del valor total exportado que durante el período de análisis supera el 80%.

Posteriormente, se corrigió la información para bienes en los cuales gracias al proceso de elaboración del Indicador de Comercio Exterior se han detectado errores. En una etapa siguiente se realizó un proceso más detallado de revisión de la información para el período de análisis, en el cual se utilizó la información de las operaciones de comercio y se revisó el precio, la cantidad o la clasificación de la información, pero no el valor exportado.^b

En los gráficos 1 y 2 presentan los índices de cantidad de exportaciones no minerales agregadas trimestrales antes y después de la corrección señalada. Del examen simple de los dos gráficos se desprende que existen diferencias relevantes, especialmente en los últimos períodos. En efecto, en el gráfico 2 se debió incluir una escala superior a 700 para poder obtener los resultados del índice sin corregir observándose que dicha base entrega incrementos de cantidad sustancialmente mayores a los que realmente se observaron.

^a Para más detalle ver “Nota Revisión Base de Datos”, Departamento de Política Comercial, Julio de 2003. Documento disponible a petición.

^b Las principales diferencias detectadas en la información se corrigieron en los sistemas de almacenamiento de información.

Gráfico 1. Índice Encadenado versus Índice de Base Fija –Base Corregida

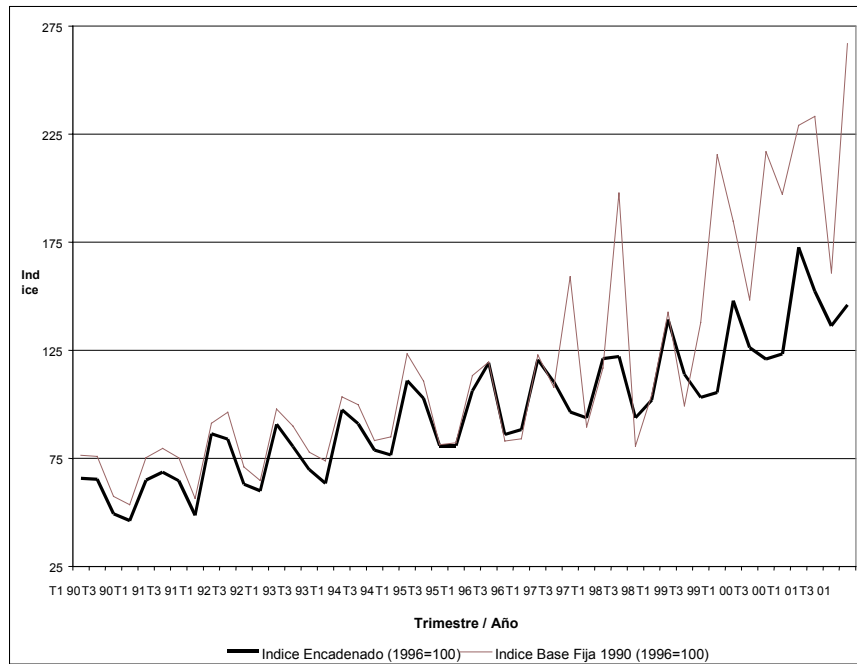
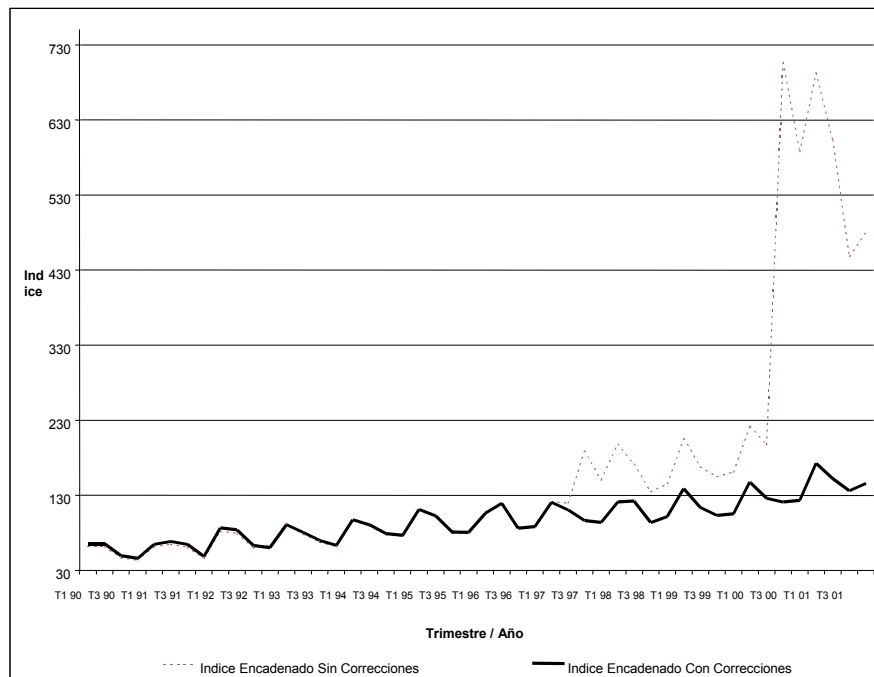


Gráfico 2. Índice Encadenado : Base Corregida versus Base Sin Corregir



Nota: Índices encadenados en base a *Annual Overlap*.

Indices de Cantidad Encadenado (Base 1995=100)				
Período / Zona	Estados Unidos	Unión Europea	Asia	Aladi
T1 90	150,52	93,35	61,64	24,52
T2 90	82,53	129,73	65,07	24,71
T3 90	46,23	66,39	52,21	32,03
T4 90	51,63	71,39	50,26	30,65
T1 91	123,88	118,33	61,83	25,70
T2 91	77,95	136,69	73,99	35,77
T3 91	38,90	57,91	52,76	47,37
T4 91	59,20	64,43	51,52	37,16
T1 92	135,21	133,36	93,95	38,17
T2 92	86,38	148,54	66,72	59,23
T3 92	52,27	73,89	62,89	59,35
T4 92	56,47	78,16	54,67	64,53
T1 93	152,48	117,68	89,41	75,05
T2 93	86,12	110,68	81,57	72,32
T3 93	59,84	70,48	70,70	76,96
T4 93	64,61	65,22	64,83	74,87
T1 94	157,18	110,75	109,62	80,08
T2 94	97,33	122,73	95,80	88,28
T3 94	68,75	69,05	79,34	90,19
T4 94	76,82	65,86	77,15	99,50
T1 95	163,42	116,92	122,03	103,34
T2 95	96,54	127,99	109,04	108,64
T3 95	67,63	71,26	84,08	90,93
T4 95	72,41	83,82	84,85	97,08
T1 96	166,74	121,56	114,29	94,63
T2 96	125,81	124,00	142,48	127,44
T3 96	78,63	80,85	92,06	115,95
T4 96	90,31	66,80	95,40	132,67
T1 97	182,64	125,85	146,68	115,13
T2 97	128,31	117,22	123,25	129,29
T3 97	106,19	75,97	99,64	143,84
T4 97	112,49	77,74	87,58	148,65
T1 98	210,85	117,09	131,54	126,98
T2 98	153,55	133,39	124,76	170,20
T3 98	130,99	87,58	81,58	143,62
T4 98	169,53	94,94	80,76	154,63
T1 99	288,02	146,36	142,04	134,86
T2 99	157,92	139,88	91,79	146,71
T3 99	142,66	94,36	92,06	154,50
T4 99	145,82	79,85	105,91	177,34
T1 00	302,50	138,35	143,66	162,64
T2 00	183,76	138,56	105,60	192,14
T3 00	156,82	108,40	85,93	242,44
T4 00	210,95	103,50	110,56	187,16
T1 01	384,34	147,65	150,52	195,57
T2 01	217,27	161,49	147,27	225,98
T3 01	188,51	154,82	114,92	209,30
T4 01	240,15	113,39	153,82	218,61

Referencias

- Agosin, M. (1999), "Comercio y Crecimiento en Chile", *Revista de la CEPAL* N°68, Agosto.
- Arize, A., T. Osang y D. Slottje (2003), "Exchange-Rate Volatility in Latin America and its Impact on Foreign Trade", Mimeo, Southern Methodist University.
- Banco Central de Chile (2003), "Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile".
- Caballero, R. y V. Corbo (1989), "The Effect of Real Exchange Rate on Exports: Empirical Evidence". *The World Bank Economic Review* 3.
- Caner, M., y L. Kilian (2001), "Size Distortions of Tests of the Null Hypothesis of Stationarity: Evidence and Implications for the PPP Debate", *Journal of International Money and Finance* 20, pp 639-657.
- Catão, L y E. Falcetti (2002), "Determinants of Argentina's External Trade," *Journal of Applied Economics* 5, pp 19-57
- Cheung, Y-W. y M. Chinn (1997), "Further Investigations of the Uncertain Unit Root in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics* 15, pp 68-72.
- Cheung Y-W. y K.S. Lai (1998), "Parity Reversion in the Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period", *Journal of International Money and Finance* 17, pp 597-614.
- Chiang, M-H y C. Kao (2002), "Nonstationarity Panel Time Series Using NPT 1.3 – A User Guide", Mimeo disponible en <http://web.syr.edu/~cdkao>.
- Culver, S. y D. Papell, (1999), "Long-Run Purchasing Power Parity with Short-run data: Evidence with a Null Hypothesis of Stationarity." *Journal of International Money and Finance* 18, pp 751-768.
- De Gregorio, J. (1984) "Comportamiento de las exportaciones e importaciones en Chile. Un estudio econométrico", *Colección Estudios CIEPLAN*, Vol. 13.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg y J.H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica* 64, pp 813-836.
- Engle, R. y C. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and testing". *Econometrica* 55, pp 251-276
- Engle, R. y B.S. Yoo (1987), "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems". *Journal of Econometrics* 35, pp 143-159.
- Feliú, C. (1992), "Inflación externa y tipo de cambio real: nota metodológica", *Serie de Estudios Económicos*, Banco Central de Chile.

- Figueroa, L. y L. Letelier (1994), "Exportaciones, orientación al comercio y crecimiento: un enfoque de cointegración". *Cuadernos de Economía*, Vol. 31, N°94 Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Finger, J. Y M. Kreinin (1979), "A Measure of Export Similarity and Its Possible Uses", *The Economic Journal* 356, pp. 905-912
- Hansen, B.E. (1992), "Efficient Estimation and Testing of Cointegración Vectors in the Presence of Deterministic Trends", *Journal of Econometrics* 53, pp 87-121.
- Harris, R. y E. Tzavalis (1999), "Inference for Units Roots in Dynamic Panels where the time dimension is Fixed," *Journal of Econometrics* 91, pp. 201-226.
- Hooper, P., K. Johnson y M. Marquez (1998), "Trade elasticities for G-7 countries". *Board of Governors, International Finance Discussion Papers* N°609.
- Iannariello-Monroy, M., J. León y C. Oliva (1999), "El comportamiento de las exportaciones en Colombia: 1962-1996". Banco Interamericano de Desarrollo. www.iadb.org/regions/re3/comport.pdf.
- Im, K., H. Pesaran y Y. Shin (1997), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," Mimeo, Universidad de Cambridge.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp 231-254.
- Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panels Data," *Journal of Econometrics* 90, pp 1-44.
- Kao, C. y M.H. Chiang (2000), "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data". *Advances in Econometrics* 15, pp. 179-222
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992), "Testing the Null 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, pp 159-178.
- Leybourne, S.J. y McCabe, B.P.M. (1994), "A Consistent Test for a Unit Root", *Journal of Business and Economic Statistics* 12, pp 157-166.
- Loza, G. (1999), "Tipo de Cambio, Exportaciones e Importaciones: el Caso de la Economía Boliviana". Banco Central de Bolivia. www.bcb.gov.bo/6publicaciones/2revista/capi1.html.
- MacKinnon, J.G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests" en "Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration", Oxford University Press.
- Misas, M., M. Ramírez y L. Silva (2001), "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes". Banco de la República de Colombia..

- Moguillansky, G. y D. Titelman (1993), "Estimación Econométrica de funciones de Exportación en Chile". Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, Vol 20 N°1.
- Noton, C (2001), "Estimación de las Demandas por Exportaciones Chilenas en los Megamercados". Dirección General de Relaciones Económicas Internacionales, Nota Técnica N°1.
- Ogaki, M. y J.Y. Park (1997), "A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters", *Journal of Econometrics* 82, pp 107-134
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, pp 461-472.
- Papell, D. y H. Theodoridis (2001). "The Choice of Numeraire Currency in Panel Tests of Purchasing Power Parity," *Journal of Money, Credit and Banking* 33, pp. 790-803.
- Pedroni, P. (1999) "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, pp. 653-678.
- Pesaran, M.H., Y. Shin y R.P. Smith (1999). "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels". *Journal of the American Statistical Association* 94: 621-634.
- Phillips, P.C.B. y B.E. Hansen (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Process", *Review of Economic Studies* 57, pp 99-125.
- Reinhart, C. (1995), "Devaluation, Relative Prices and International Trade: Evidence from Developing Countries". *IMF Staff Papers*, Vol N°42, N°2.
- Sawyer, C. y R. Sprinkle (1996), "The Demand for Imports and Exports in the U.S.: A survey". *Journal of Economics and Finance* 20, pp 147-178.
- Senhadji, A. y C. Montenegro (1999), "Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis", *IMF Staff Papers*, Vol. 46, N°3, pp 259-273
- Stock, J. y M. Watson (1993), "A Simple Estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems", *Econometrica* 6, pp. 783-820

**Tabla 1: Exportaciones No Minerales Chilenas por Zona Económica
(Millones \$US)**

Zona Económica	1990-92	1993-95	1996-98	1999-01	2002
Estados Unidos	22.7%	19.5%	22.5%	26.5%	29.6%
Unión Europea	27.6%	20.1%	18.4%	18.8%	18.1%
Aladi	17.6%	24.8%	25.8%	25.2%	23.2%
Asia	24.4%	29.3%	26.6%	23.3%	22.2%
Resto	7.7%	6.3%	6.7%	6.1%	6.9%
Exp. No Minerales	4,039	5,839	7,372	8,566	9,082

Fuente: Elaboración de los autores en base a información del Banco Central de Chile y Servicio Nacional de Aduanas

**Tabla 2: Índice de Cantidad Encadenado de las Exportaciones
No Minerales por Zona Económica
(1990 – 1992 = 100)**

Zona Económica	1990-92	1993-95	1996-98	1999-01
Estados Unidos	100	121	172	271
Unión Europea	100	96	99	120
Aladi	100	220	330	459
Asia	100	145	167	176
Exp. No Minerales	100	133	164	207

Fuente: Elaboración de los autores en base a información del Banco Central de Chile y Servicio Nacional de Aduanas

Tabla 3.1 Índice de Similitud Exportaciones no Minerales (IS): Período 1990-2001.

Canasta exportada a país <i>i</i> - país <i>j</i>	Valor Promedio IS
Estados Unidos – Asia	19.1%
Estados Unidos – Unión Europea	32.9%
Estados Unidos – Aladi	22.3%
Aladi – Asia	21.3%
Aladi – Unión Europea	29.9%
Asia – Unión Europea	36.6%

Fuente: Corresponde a una adaptación del índice original propuesto por Finger y Kreinin (1979) construido en base a los códigos arancelarios vigentes a partir de la información del BCCH.

Tabla 3.2 Ranking de Productos Exportados 2003

Producto		EE.UU	ALADI	ASIA	U.E.
3041052	FILETES DE SALMONES DEL ATLÁNTICO Y DANUBIO, FR.O REFR.	1	-	-	-
8044010	PALTAS, VARIEDAD HASS, FRESCOS O SECOS	2	-	-	-
44091022	PERFILES Y MOLDURAS DE CONÍFERAS	3	-	-	-
8061010	UVA FRESCA, VARIEDAD SULTANINA	4	-	-	5
44071019	LAS DEMÁS MADERAS ASERRADAS DE PINO, DE ESP. > 6 MM	5	1	-	-
44071019	LAS DEMÁS MADERAS ASERRADAS DE PINO, DE ESP. > 6 MM	5	1	-	-
27101940	ACEITES COMBUSTIBLES DESTILADOS (GAS OIL, DIÉSEL OIL)	-	2	-	-
47032100	PASTA QUÍM.CONÍF. SULF.O SOSA,EXC. DISOLV., SEMIB. O BLANQ.	-	3	1	1
48109210	CARTULINAS	-	4	-	-
74081110	ALAMBRE DE COBRE REF., DE SECCIÓN TRANS. > A 6 MM Y <=9.5 MM	-	5	-	-
47032100	PASTA QUÍM.CONÍF. SULF.O SOSA,EXC. DISOLV., SEMIB. O BLANQ.	-	3	1	1
3031920	LOS DEMÁS SALMONES DEL PACÍFICO CONGELADOS	-	-	2	-
23012013	HARINA DE PESCADO, CONT. PROT. >68% EN PESO, NO ALIM. HUM.	-	-	3	-
29051100	METANOL (ALCOHOL METÁLICO)	-	-	4	2
3032120	TRUCHAS CONG., EXCL.S HÍG., HUEVAS Y LECHAS	-	-	5	-
47032100	PASTA QUÍM.CONÍF. SULF.O SOSA,EXC. DISOLV., SEMIB. O BLANQ.	-	3	1	1
29051100	METANOL (ALCOHOL METÁLICO)	-	-	4	2
22042121	VINO CABERNET SAUVIGNON, CAPACIDAD <= A 2 L	-	-	-	3
47032900	PASTA QUÍM.NO CONÍF. SULF.O SOSA,EXC. DIS., SEMIB. O BLANQ.	-	-	-	4
8061010	UVA FRESCA, VARIEDAD SULTANINA	4	-	-	5

Notas: En base a códigos arancelarios se ordenan por monto exportado los 5 primeros productos exportados a cada destino. Luego se indica la posición -de 1 a 5- de dichos productos en las canastas exportadas a las otras regiones.

Fuente: BCCh.

Tabla 4. : Importancia de las exportaciones de Chile en países seleccionados

País	% Chile en importaciones del país	% de export. de Chile con participación mayor a 20% en las importaciones de cada país según línea arancelaria a seis dígitos		
		Total	Total	No Mineral concentra más del 5% de las export. a ese país
Estados Unidos	0.35%	60%	40%	21%
Holanda	0.21%	67%	37%	27%
Italia	0.39%	81%	6%	6%
Inglaterra	0.21%	34%	2%	0%
Francia	0.27%	80%	10%	0%
España	0.27%	45%	27%	13%
Alemania	0.13%	26%	3%	0%
Argentina	2.49%	69%	51%	0%
Brasil	1.57%	76%	27%	0%
Japón	0.71%	60%	21%	15%

Fuente: Comtrade, Naciones Unidas.

Tabla 5. Test de Raíz Unitaria

Variable	$DF-GLS^{\dagger}$ $\hat{t}(p)$	
	Sin tendencia [‡]	Con tendencia [‡]
<i>Quantum Exportado</i>		
EE.UU.	0,829**	-0,699**
UE	0,249**	-1,854**
Asia	0,032**	-1,838**
Aladi	-0,126**	-1,657**
<i>Tipo de Cambio Real</i>		
EE.UU.	-1,102**	-1,009 **
UE	-0,728**	-0,696**
Asia	-1,525**	-2,031**
Aladi	0,955**	-0,635**
<i>Actividad Externa</i>		
EE.UU.	-0,889**	-1,448**
UE	-1,232**	-1,081**
Asia	0,0005**	-2,013**
Aladi	-1,270**	-1,698**

Notas: Período 1990.1-2001.4.

[†] Corresponde al test eficiente de Elliott et al (1996). La estructura de rezagos se selecciona usando un *test-t* secuencial con un máximo de rezagos $p=8$.

[‡] Valores críticos obtenidos, siguiendo la metodología de Caner y Kilian (1999), bajo un tamaño muestral de 48: -2,671[-2,278] al 5[10]% sin tendencia y -3,105[-2,781] al 5[10]% con tendencia.

**(*) indica no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria al 5(10)%

Tabla 6. Análisis de Cointegración de Johansen – EE.UU.

$$[Q_x^{EE.UU.}, TCR^{EE.UU.}, PIB^{EE.UU.}]$$

Test de Cointegración	NºVC ⁺	VC
Con Tendencia en VC		
Traza		
Rezagos Optimos ^a	1	[1; 0,81**, 2,24**]
Max. Eigenvalue		
Rezagos Optimos ^a	1	
Sin Tendencia en VC		
Traza		
Rezagos Optimos ^a	3	[1; 0,86**, 3,76**]
Máx. Eigenvalue		
Rezagos Optimos ^a	1	
Test de Cointegración Determinística^b		
Wald (p-value)	<i>FME</i> 0,37 - No-trend	

- Notas: a. Rezagos óptimos seleccionados en base a criterio Schwarz indicaron un rezago.
 b. Fully Modified Estimator de Phillips y Hansen (1990).
 - Vector de Cointegración Normalizado.
 **(*) indica significancia estadística al 1(5)%.
⁺Número de vectores significativos al 1% en base a valores críticos de Osterwald-Lenum (1992).

Tabla 7. Análisis de Exogeneidad Débil Con/Sin Tendencia en VC– EE.UU.

Exogeneidad	p-value ^a	VC	Residuos	
			<i>Lutkepohl</i> ^b	<i>LM(p)</i> ^c
<i>TCR</i> ^{EE.UU.}	0,10/0,15	[1; 0,81; 2,58] / [1; 0,86; 3,94]	0,21/0,27	0,71/0,92
<i>PIB</i> ^{EE.UU.}	0,99/0,36	[1; 0,82; 2,25] / [1; 0,79; 3,73]	0,37/0,43	0,73/0,80
<i>TCR</i> ^{EE.UU.} y <i>PIB</i> ^{EE.UU.}	0,23/0,20	[1; 0,79; 2,50] / [1; 0,77; 3,91]	0,22/0,30	0,69/0,84

- Notas: a. Un valor superior a 0,1 indica exogeneidad débil al 10% (distribución χ^2).
 b. Corresponde al p-value del test. Un valor superior a 0,1 indica normalidad al 10%.
 c. Corresponde al p-value del test. Un valor superior a 0,1 indica ausencia de autocorrelación al 10%.
 - Rezagos óptimos en base a criterio Schwarz

Tabla 8. Análisis de Cointegración de Engle y Granger – EE.UU.

$$[Q_x^{EE.UU}, TCR^{EE.UU}, PIB^{EE.UU}.]$$

Test Raíz Unitaria ^a	$u^{Q_x EE.UU}$
<i>ADF</i> ^b	-4,83**
<i>Philips-Perron</i> ^c	-4,86**

- Notas: **a.** u^{Q_x} corresponde a los residuos de la regresión tomando la variable Q_x como dependiente.
- b.** Test sin tendencia. Rezagos óptimos en base a criterio Schwarz. Valores críticos tomados de Engle y Yoo (1987) para un tamaño muestral de 50 y 3 variables: -3,75 (-3,36) al 5(10)%.
- c.** Valores críticos en base a MacKinnon (1991) Errores estándar bajo la corrección de Newey–West para autocorrelación y heterocedasticidad.
- **(*) indica rechazo de la nula de raíz unitaria al 5 (10%).

Tabla 9. Análisis de Cointegración de Johansen – Unión Europea.

$$[Q_x^{UE}, TCR^{UE}, PIB^{UE}]$$

Test de Cointegración	NºVC ⁺	VC
Con Tendencia en VC		
Traza		
Rezagos Optimos ^a	1	[1; 0,05; 3,29**]
Max. Eigenvalue		
Rezagos Optimos ^a	1	
Sin Tendencia en VC		
Traza		
Rezagos Optimos ^a	2	[1; 0,25*; 1,65**]
Max. Eigenvalue		
Rezagos Optimos ^a	2	
Test de Cointegración Determinística^b		
Wald	<i>FME</i>	
(p-value)	0,23 - No-trend	

Notas: a. Rezagos óptimos seleccionados en base a criterio Schwarz indicaron un rezago.
 b. Fully Modified Estimator de Phillips y Hansen (1990).
 - Vector de Cointegración Normalizado.
 **(*) indica significancia estadística al 1(5)%.
⁺Número de vectores significativos al 1% en base a valores críticos de Osterwald-Lenum (1992).

Tabla 10. Análisis de Exogeneidad Débil Con/Sin Tendencia en VC– Unión Europea.

Exogeneidad	p-value ^a	VC	Residuos	
			<i>Lutkepohl^b</i>	<i>LM(p)^c</i>
<i>TCR^{UE}</i>	0,16/0,14	[1; -0,02; 3,93]/ [1; 0,23; 2,10]	0,06/0,02	0,37/0,19
<i>PIB^{UE}</i>	0,26/0,15	[1; 0,02; 3,50]/[1; 0,28; 1,39]	0,15/0,25	0,26/0,15
<i>TCR^{UE} y PIB^{UE}</i>	0,30/0,05	[1; -0,06; 4,33]/[1; 0,26; 2,01]	0,16/0,26	0,25/0,03

Notas: a. Un valor superior a 0,1 indica exogeneidad débil al 10% (distribución χ^2).
 b. Corresponde al p-value del test. Un valor superior a 0,1 indica normalidad al 10%.
 c. Corresponde al p-value del test. Un valor superior a 0,1 indica ausencia de autocorrelación al 10%.
 - Rezagos óptimos en base a criterio Schwarz

Tabla 11. Análisis de Cointegración de Engle y Granger – Unión Europea

$$[Q_x^{UE}, TCR^{UE}, PIB^{UE}]$$

Test Raíz Unitaria ^a	$u_{Q_x^{UE}}$
<i>ADF</i> ^b	-6,67**
<i>Philips-Perron</i> ^c	-6,71**

Notas: **a.** u_{Q_x} corresponde a los residuos de la regresión tomando la variable Q_x como dependiente.

b. Test sin tendencia. Rezagos óptimos en base a criterio Schwarz. Valores críticos tomados de Engle y Yoo (1987) para un tamaño muestral de 50 y 3 variables: -3,75 (-3,36) al 5(10)%.

c. Valores críticos en base a MacKinnon (1991) Errores estándar bajo la corrección de Newey–West para autocorrelación y heterocedasticidad.

**(*) indica rechazo de la nula de raíz unitaria al 5 (10%).

Tabla 12. Análisis de Cointegración de Johansen – Asia.

$$[Q_x^{ASIA}, TCR^{ASIA}, IMP^{ASIA}]$$

Test de Cointegración	N°VC ⁺	VC
Con Tendencia en VC		
Traza		
Rezagos Optimos ^a	1	[1; 0,38; 1,38**]
Max. Eigenvalue		
Rezagos Optimos ^a	0	
Sin Tendencia en VC		
Traza		
Rezagos Optimos ^a	1	[1; 0,35*; 1,23**]
Max. Eigenvalue		
Rezagos Optimos ^a	1	
Test de Cointegración Determinística ^b		
Wald (p-value)	<i>FME</i> 0,07 - Trend	

- Notas: a. Rezagos óptimos seleccionados en base a criterio Schwarz indicaron un rezago.
b. Fully Modified Estimator de Phillips y Hansen (1990).
- Vector de Cointegración Normalizado.
**(*) indica significancia estadística al 1(5)%.
⁺Número de vectores significativos al 1% en base a valores críticos de Osterwald-Lenum (1992).

Tabla 13. Análisis de Exogeneidad Débil Con/Sin Tendencia en VC– Asia.

Exogeneidad	p-value ^a	VC	Residuos	
			<i>Lutkepohl</i> ^b	<i>LM(p)</i> ^c
<i>TCR</i> ^{ASIA} .	0,12/0,03	[1; 0,23; 0,83]/[1; 0,24; 1,14]	0,16/0,28	0,35/0,05
<i>IMP</i> ^{ASIA} .	0,49/0,44	[1; 0,56; 1,53]/[1; 0,51; 1,25]	0,51/0,46	0,40/0,40
<i>TCR</i> ^{ASIA} y <i>IMP</i> ^{ASIA} .	0,25/0,09	[1; 0,34; 0,86]/[1; 0,24; 1,14]	0,23/0,29	0,30/0,05

- Notas: Rezagos óptimos en base a criterio Schwarz
a. Un valor superior a 0,1 indica exogeneidad débil al 10% (distribución χ^2).
b. Corresponde al p-value del test. Un valor superior a 0,1 indica normalidad al 10%.
c. Corresponde al p-value del test. Un valor superior a 0,1 indica ausencia de autocorrelación al 10%.

Tabla 14. Análisis de Cointegración de Engle y Granger – Asia

$$[Q_x^{ASIA}, TCR^{ASIA}, IMP^{ASIA}]$$

Test Raíz Unitaria ^a	u Q_x^{ASIA}
<i>ADF</i> ^b	-4,30**
<i>Philips-Perron</i> ^c	-7,52**

Notas: **a.** u Q_x corresponde a los residuos de la regresión tomando la variable Q_x como dependiente.

b. Test sin tendencia. Rezagos óptimos en base a criterio Schwarz. Valores críticos tomados de Engle y Yoo (1987) para un tamaño muestral de 50 y 3 variables: -3,75 (-3,36) al 5(10)%.

c. Valores críticos en base a MacKinnon (1991) Errores estándar bajo la corrección de Newey–West para autocorrelación y heterocedasticidad.

**(*) indica rechazo de la nula de raíz unitaria al 5 (10%).

Tabla 15. Análisis de Cointegración de Johansen – ALADI

$$[Q_x^{ALADI}, TCR^{ALADI}, IMP^{ALADI}]$$

Test de Cointegración	NºVC ⁺	VC
Con Tendencia en VC		
Traza		
Rezagos Optimos ^a	1	[1; 0,73; 2,26**]
Max. Eigenvalue		
Rezagos Optimos ^a	1	
Sin Tendencia en VC		
Traza		
Rezagos Optimos ^a	1	[1; -0,24; 1,24**]
Max. Eigenvalue		
Rezagos Optimos ^a	1	
Test de Cointegración Determinística^b		
Wald (p-value)	<i>FME</i> 0,47 - No-trend	

Notas: a. Rezagos óptimos seleccionados en base a criterio Schwarz indicaron un rezago.
 b. Fully Modified Estimator de Phillips y Hansen (1990).
 - Vector de Cointegración Normalizado.
 **(*) indica significancia estadística al 1(5)%.
⁺Número de vectores significativos al 1% en base a valores críticos de Osterwald-Lenum (1992).

Tabla 16. Análisis de Exogeneidad Débil Con/Sin Tendencia en VC– ALADI

Exogeneidad	p-value ^a	VC	Residuos	
			<i>Lutkepohl^b</i>	<i>LM(p)^c</i>
<i>TCR^{ALADI}</i>	0,00/0,00	[1; 3,9; 4,6]/[1; 0,79;1,81]	0,15/0,19	0,51/0,68
<i>IMP^{ALADI}</i>	0,46/0,06	[1; 0,93; 2,4]/[1;0,16;1,46]	0,54/0,48	0,81/0,50
<i>TCR^{ALADI} y IMP^{ALADI}</i>	0,00/0,00	[1; 0,51; 1,70]/[1; 0,42;1,60]	0,16/0,13	0,06/0,09

Notas: a. Un valor superior a 0,1 indica exogeneidad débil al 10% (distribución χ^2).
 b. Corresponde al p-value del test. Un valor superior a 0,1 indica normalidad al 10%.
 c. Corresponde al p-value del test. Un valor superior a 0,1 indica ausencia de autocorrelación al 10%.

- Rezagos óptimos en base a criterio Schwarz

Tabla 17. Análisis de Cointegración de Engle y Granger – ALADI

$$[Q_x^{ALADI}, TCR^{ALADI}, IMP^{ALADI}]$$

Test Raíz Unitaria ^a	u^{Q_xALADI}
<i>ADF</i> ^b	-3,2
<i>Philips-Perron</i> ^c	-5,1**

- Notas: **a.** u^{Q_x} corresponde a los residuos de la regresión tomando la variable Q_x como dependiente.
- b.** Test sin tendencia. Rezagos óptimos en base a criterio Schwarz. Valores críticos tomados de Engle y Yoo (1987) para un tamaño muestral de 50 y 3 variables: -3,75 (-3,36) al 5(10)%.
- c.** Valores críticos en base a MacKinnon (1991) Errores estándar bajo la corrección de Newey–West para autocorrelación y heterocedasticidad.
- **(*) indica rechazo de la nula de raíz unitaria al 5 (10%).

Tabla 18. Cointegración de Panel

A. Test de Panel de Raíz Unitaria ^a

	<i>EXPORTS.</i>	<i>ACTIVIDAD</i>	<i>TCR</i>
Harris and Tzavalis (1999)			
<i>HT</i>	-36,46 ⁺⁺⁺	-36,66 ⁺⁺⁺	-36,85 ⁺⁺⁺
Im, Pesaran y Shin (1997)			
<i>t-bar</i>	-2,04 ⁺⁺⁺	2,98 ⁺⁺⁺	3,84 ⁺⁺⁺
<i>LM-bar</i>	-5,01 ⁺⁺⁺	-4,92 ⁺⁺⁺	-5,83 ⁺⁺⁺

B. Test de Cointegración de Panel ^b

Kao (1999)			
<i>DF_ρ</i>	-15,67***	<i>DF*_t</i>	-7,13***
<i>DF_t</i>	-8,21 ***	<i>ADF</i>	-4,22***
<i>DF*_ρ</i>	-31,46 ***		
Pedroni (1999)	<i>Panel</i>	<i>Grupo</i>	
Razón de Varianza	0,00***		
Estadígrafo ρ	-136,13***	-71,51	
Estadígrafo PP	-20,28***	-13,51*	
Estadígrafo ADF	-26,27***	-14,67***	

C. Parámetros Estimados ^c

	<i>OLS</i>	<i>OLS Ajustados</i>	<i>DOLS</i>
$\beta_{ACT.EXT.}$	1,004 (15,281)	1,076 (8,626)	1,0220 (7,721)
β_{TCR}	0,2281 (1,8101)	0,1180 (0,5994)	0,1792 (0,8343)
R^2	0,2155	0,2137	0,2108

Notas: **a.** Panel balanceado de 912 observaciones. Ambos tests incorporan constante y tendencia, y testean la hipótesis nula de raíz unitaria. Test LM de *Im et al (1997)* obtenido bajo 1 rezago para todas las unidades.
b. Los tests de Pedroni(1999) incorporan constante y tendencia. La razón de varianza es *right-sided*, mientras los otros tests son *left-sided*. Todos los estadígrafos se encuentran estandarizados.
c. Coeficientes obtenidos utilizando Kao y Chiang (2000). *t-ratios* en paréntesis.
 ++++ indica no rechazo de la hipótesis nula de no estacionariedad a un nivel de significancia de 0,01[0,05](0,1). ***[**](*) indica rechazo de la hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significancia de 0,01[0,05](0,1).

Tabla 19. Análisis de Sensibilidad : Zonas Económica

		Aladi		Asia		Unión Europea		Estados Unidos	
		TCRB	IMP	TCRB	IMP	TCRB	PIB	TCRB	PIB
Con Tendencia	(a)	0,73	2,26**	0,38	1,38**	0,05	3,29**	0,81**	2,24**
	(b)	0,06	1,62**	1,61**	3,12**	0,12	3,00**	0,81**	3,47**
	(c)	-0,45	1,17**	-0,43**	0,57**	0,32	2,02**	0,76**	3,23**
	(d)	-1,01	0,65	-0,05	1,60**	0,37	2,30**	1,04**	5,11**
Sin Tendencia	(a)	-0,24	1,24**	0,35**	1,23**	0,25**	1,65**	0,86**	3,76**
	(b)	-0,45	1,14**	1,17**	1,55**	0,27**	1,96**	0,83**	3,76**
	(c)	-0,50	1,12**	-0,45**	1,04**	0,26**	2,37**	0,76**	3,65**
	(d)	-0,71	0,92**	0,16	1,23**	0,30**	2,73**	1,03**	4,22**

Tabla 20. Análisis de Sensibilidad : Panel

Especificación	<i>OLS ajustado</i>		<i>DOLS</i>		
	TCRB	ACT	TCRB	ACT	
(a)	0,23*	1,00**	0,17	1,02**	$R_{DOLS}^2 = 0,21$
(b)	0,10	0,98**	0,34*	1,00**	$R_{DOLS}^2 = 0,20$
(c)	0,12	0,91**	0,39*	0,96**	$R_{DOLS}^2 = 0,20$
(d)	-0,04	0,85**	0,35*	1,00**	$R_{DOLS}^2 = 0,20$

Notas: - Panel balanceado de 912 observaciones.

(a) Indica que las variables en la relación de cointegración son contemporáneas.

(b) Indica que sólo TCR se encuentra rezagado en un período en la relación de cointegración.

(c) Indica que tanto el TCR como IMP(PIB) se encuentran rezagados en un período en la relación de cointegración.

(d) Indica que el TCR se encuentra rezagado en dos períodos e IMP(PIB) un período en la relación de cointegración.

**(*) indica significancia al 5(10)%

Tabla 21. Análisis de Sensibilidad : Panel incluyendo Aranceles

Especificación	<i>OLS ajustado</i>			<i>DOLS</i>			R^2_{DOLS}
	<i>TCRB</i>	<i>ACTIV.</i>	<i>ARANCEL</i>	<i>TCRB</i>	<i>ACTIV.</i>	<i>ARANCEL</i>	
(a)	0,22	0,94**	-1,01*	0,27	1,02**	0,11	0,22
(b)	0,18	0,83**	-1,36**	0,38*	0,98**	0,23	0,21
(c)	0,08	0,81**	-1,29**	0,34*	1,01**	0,20	0,22

Notas: - Panel balanceado de 912 observaciones.

(a) Indica que las variables en la relación de cointegración son contemporáneas.

(b) TCR, ACTIVIDAD y ARANCEL se encuentran rezagados un período.

(c) TCR se encuentra rezagado dos períodos, mientras ACTIVIDAD y ARANCEL se encuentran rezagados un período.

**(*) indica significancia al 5(10)%.

**Documentos de Trabajo
Banco Central de Chile**

**Working Papers
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.

- | | |
|--|----------------|
| DTBC-295
Innovación Tecnológica en Chile
Dónde Estamos y Qué se puede Hacer
José Miguel Benavente H. | Diciembre 2004 |
| DTBC-294
Trade Openness and Real Exchange Rate Volatility: Panel Data
Evidence
César Calderón | Diciembre 2004 |
| DTBC-293
Money as an Inflation Indicator in Chile – Does P* Still Work?
Tobias Broer y Rodrigo Caputo | Diciembre 2004 |
| DTBC-292
External Conditions and Growth Performance
César Calderón, Norman Loayza y Klaus Schmidt-Hebbel | Diciembre 2004 |
| DTBC-291
Sistema Financiero y Crecimiento Económico en Chile
Leonardo Hernández y Fernando Parro | Diciembre 2004 |
| DTBC-290
Endogenous Financial Constraints: Persistence and Interest Rate
Fluctuations
Juan Pablo Medina | Diciembre 2004 |
| DTBC-289
Educación y Crecimiento en Chile
Andrea Tokman | Diciembre 2004 |

DTBC-288	Diciembre 2004
Patrones de Especialización y Crecimiento Sectorial en Chile Roberto Álvarez y Rodrigo Fuentes	
DTBC-287	Diciembre 2004
Fuentes del Crecimiento y Comportamiento de la Productividad Total de Factores en Chile Rodrigo Fuentes, Mauricio Larráin, y Klaus Schmidt-Hebbel	
DTBC-286	Diciembre 2004
Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy Under Segmented Asset Markets and Sticky Prices Ruy Lama y Juan Pablo Medina	
DTBC-285	Diciembre 2004
Institutions and Cyclical Properties of Macroeconomic Policies César Calderón y Roberto Duncan, y Klaus Schmidt-Hebbel	
DTBC-284	Diciembre 2004
Preferential Trading Arrangements, Trade, and Growth Arvind Panagariya	
DTBC-283	Diciembre 2004
Regional Integration and North-South Technology Diffusion: The Case of NAFTA Maurice Schiff y Yanling Wang	
DTBC-282	Diciembre 2004
Customs Unions and Foreign Investment: Theory and Evidence from Mercosur's Auto Industry Çaglar Özden y Francisco J. Parodi	
DTBC-281	Diciembre 2004
The FTAA and the Location of FDI Eduardo Levy Yeyati, Ernesto Stein y Christian Daude	
DTBC-280	Diciembre 2004
U.S. Trade Preferences: All are not Created Equal Daniel Lederman y Çaglar Özden	
DTBC-279	Diciembre 2004
Reciprocity in Free Trade Agreements Caroline Freund	