



Universidad Católica Andrés Bello
Facultad de Ciencias Económicas y Sociales
Escuela de Economía

LOS DETERMINANTES MACROECONÓMICOS DE LAS EXPORTACIONES EN AMÉRICA LATINA

Autores: Gustavo Pinedo
Andrés Schloeter

Tutor: José Gregorio Pineda

Caracas, 01 de Octubre de 2007

Agradecimientos

A Dios por habernos dado la constancia, la dedicación y la fortaleza que nos ayudó a sacar adelante este trabajo.

A nuestras familias por su comprensión y apoyo en todo momento.

A nuestro tutor, José Pineda por sus consejos, conocimientos y ayuda.

A Omar Bello por concedernos parte de su tiempo, sus conocimientos y su entusiasmo en nuestro proyecto.

Y a todo aquel que de alguna forma colaboró para la realización de este proyecto.

Índice

Agradecimientos	2
Índice	3
Introducción	4
Capítulo 1 - Marco Teórico	8
El Modelo de Sustitución Imperfecta	10
Capítulo 2 - Revisión de Literatura.....	15
Capítulo 3 - Marco Metodológico	28
Bases de datos y características de la muestra	28
La muestra de países	29
Método de Estimación	30
Capítulo 4 - Resultados.....	32
Análisis de las Series	32
Raíz Unitaria	32
Cointegración.....	33
Estimaciones	33
Conclusiones.....	39
Bibliografía	42
Apéndice	51
Apéndice 1 - Análisis de Series de Tiempo	51
Apéndice 2 – Contrastes de Raíz Unitaria	57
Apéndice 3 - Contrastes de Cointegración de Johansen	59
Apéndice 4 - Series	64

Introducción

Muchos países en desarrollo, con limitaciones de acceso a los mercados internacionales como fuente de financiamiento, encuentran en las exportaciones la principal fuente de ingresos de divisas que permite financiar las importaciones tanto de bienes de consumo como de bienes de capital. Sir Arthur Lewis en su discurso al recibir el Premio Nobel en 1979, expuso que la tasa de crecimiento de los países en desarrollo se reduciría a niveles más bajos si estos países no encontraban motores alternativos de crecimiento, para Lewis este motor para los países en desarrollo era inevitablemente el comercio internacional.

Son numerosos los trabajos de investigación que se han hecho sobre el papel que juegan las exportaciones como determinante del crecimiento económico, Frankle y Romer (1996) en su investigación empírica sobre el impacto del comercio sobre el estándar de vida de los habitantes de un país encuentran una relación positiva entre el aumento de ratio Comercio sobre PIB y el ingreso per capita. Agosin (1999) encuentra que las elevadas tasas de crecimiento experimentadas por la economía chilena a partir de los años ochenta pueden calificarse como experiencia exitosa de “crecimiento inducido

por las exportaciones”, este fenómeno hace relevante el estudio del comportamiento de las exportaciones y sus determinantes.

En el estudio del comportamiento de los flujos comerciales se le ha prestado especial atención a la influencia de los determinantes macroeconómicos, particularmente al ingreso y los precios, en las distintas modalidades que han sido utilizadas para medirlos. La estimación de las elasticidades precio e ingreso de las funciones de exportación ha sido utilizada para simular el impacto de la eliminación de las barreras proteccionistas bajo los tratados de libre comercio, Fullerton, Sawyer y Sprinkle (1999) encontraron que entre los tratados que han incorporado a su análisis estos estudios se encuentran el Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT), la Iniciativa de la Cuenca del Caribe (CBI) y el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (NAFTA)¹. De igual manera, ha sido utilizada para anticipar procesos de ajuste frente a shocks externos, y evaluar la restricción externa de las economías, entre otras aplicaciones que son de interés para los hacedores de políticas públicas.

Al igual que en el resto del mundo, la política comercial en América Latina ha estado muy activa y muchos cambios han ocurrido, como por ejemplo, la entrada en vigencia del Tratado de Libre Comercio de América del Norte

¹ Para mayores detalles sobre este tema ver trabajo Hufbauer y Schott (1992)

(NAFTA) en enero de 1994, del Mercado Común del Sur (MERCOSUR) en diciembre de 1994, la reactivación del Acuerdo de Cartagena y el surgimiento de la Comunidad Andina de Naciones en 1996 y el Tratado de Libre Comercio de América Central y la República Dominicana (CAFTA-RD) en julio de 2005, entre otros, así como las múltiples negociaciones de tratados de libre comercio como los de Chile, Colombia, Perú y Ecuador con países como China, Estados Unidos y la Unión Europea.

La literatura concerniente a estudios que estiman el efecto sobre el comercio de algunas variables macroeconómicas como el ingreso, los precios y el tipo de cambio real es bastante amplia. De esta manera, existen más de 128 trabajos de investigación, como muestra Márquez (2002), que se remontan inclusive hasta el año 1941, siendo uno de los primeros trabajos que se conoce el de Imre de Vegh. Sin embargo, el tema aún no se ha agotado, al contrario esta mucho más vigente hoy en día debido a los importantes cambios que han ocurrido en el comercio internacional con la entrada en vigencia de acuerdos de libre comercio tanto bilaterales como multilaterales. A pesar de esto, la literatura sobre los países de América Latina es escasa, el último trabajo general sobre la región data de 1992 (Faini, Pritchett y Clavijo)², estudio que involucra a 8 países (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú y Venezuela). Vale

² Este estudio realizado en el año 1992, realiza un análisis del período comprendido entre el año 1963 y el año 1987.

la pena destacar que algunos trabajos se han hecho para países específicos como Colombia (Misas, Ramírez y Silva, 2001), Chile (Cabezas, Selaive y Becerra, 2004) y Argentina (Catão y Falcetti, 2002).

El objeto del presente trabajo consiste en realizar un estudio de los determinantes macroeconómicos de las exportaciones de algunos países de América Latina: Argentina, Bolivia, Chile, Colombia y Paraguay. Se procederá al análisis, estimando las elasticidades de largo plazo de precio e ingreso de las exportaciones, las cuales serán estimadas a partir de una base de datos anual para el período 1970-2004.

Capítulo 1 - Marco Teórico

El estudio del comportamiento de los flujos comerciales y sus determinantes ha suscitado una gran cantidad de trabajos empíricos a lo largo de las últimas décadas³. Sin embargo, existen múltiples razones por las que este tema se mantiene vigente, entre ellas encontramos la disponibilidad de una teoría económica sólida que la soporte, un número bajo de variables para realizar los estudios empíricos, una buena disponibilidad de datos y la propia dinámica de crecimiento que ha presentado el comercio en los últimos años. Los avances en la econometría de series de tiempo han permitido dinamizar la investigación de este fenómeno, al igual que la propia dinámica del comercio internacional que ha motivado a los hacedores de políticas públicas a demandar herramientas que le permitan estimar los impactos de determinados sucesos en la economía internacional, así como los efectos de las políticas comerciales sobre los patrones del comercio.

El enfoque tradicional para estimar las ecuaciones de demanda de exportaciones y de importaciones está basado en el uso de especificaciones que consideran la actividad económica y los precios relativos. En el caso particular de las exportaciones encontramos una variedad importante de

³ Marquez (2002) recoge 128 trabajos que se han hecho desde 1941 para los países desarrollados sobre este tema.

resultados y especificaciones utilizados en los diferentes estudios. Aunque este enfoque es el que ha predominado a lo largo de la literatura empírica, no es el único que se puede destacar.

La llamada Nueva Teoría del Comercio⁴, influenciada por la teoría de la organización industrial, ha incorporado como posibles factores que afectan la demanda de exportaciones, variables como la inversión extranjera directa y la calidad de los bienes exportados. Asimismo, el llamado Modelo Gravitacional del Comercio⁵, que en su versión más estándar explica el flujo comercial entre dos países como función de su tamaño, medido a través de su población y/o producto, y del costo de transporte, medido por la distancia que los separa. Los acertados resultados de este enfoque le han otorgado la reputación de ser uno de los instrumentos empíricos más exitosos en predecir los flujos comerciales, sin embargo se limita al estudio de los flujos bilaterales.

El enfoque tradicional utilizado para estimar las ecuaciones de importaciones y exportaciones se conoce como el modelo de sustitución imperfecta, el supuesto central de este modelo es que ni las exportaciones ni las importaciones son sustitos perfectos de los bienes domésticos, lo que Bello y Pineda (2006) explican diciendo que bajo este enfoque, el bien importado y el

⁴ Para una revisión más profunda de este enfoque ver Camarero y Tamarit (2001).

⁵ Para una revisión más profunda de este enfoque ver Bergstrand (1985) y Cardenas y García (2004).

nacional se consideran sustitutos, pero con un grado de diferenciación que permite que la canasta de consumo local pueda poseer ambos bienes.

El Modelo de Sustitución Imperfecta⁶

Este enfoque describe la demanda de exportaciones de un país pequeño⁷ con una economía abierta, donde el país exportador tiene un sólo socio comercial, donde las decisiones de consumo del agente representativo de este país (socio comercial) son las que determinaran la demanda de las exportaciones. Estos agentes se enfrentan a un problema de optimización, en el cual deben decidir cuánto consumir de sus dotaciones domésticas (d_t^*) ⁸ y cuánto de bienes importados (m_t^*) . Así, bajo el supuesto que el país exportador tiene un solo socio comercial, la demanda de importaciones del socio comercial es idéntica a la demanda de exportaciones:

$$(1) \quad (m_t^*) = (x_t)$$

⁶ La discusión de esta sección se sigue en gran medida a la discusión presentada por Goldstein y Khan (1985), Reinhart (1995), Senhadji y Montenegro (1998) y Bello y Pineda (2006).

⁷ El término “país pequeño” se refiere a que el país no está en capacidad de alterar los términos de intercambio, y por ende es tomador de precios en los mercados internacionales.

⁸ Se entiende que las variables marcadas con un asterisco (*) pertenecen al socio comercial y las que no están marcadas con el asterisco al país.

El problema de optimización intertemporal al que se enfrenta el agente representativo del socio comercial puede ser expresado de la siguiente manera:

$$(2) \quad \text{Max}_{\{d_t^*, m_t^*\}_{t=0}^{\infty}} \sum_{t=0}^{\infty} (1+\delta)^{-1} u(d_t^*, m_t^*)$$

Sujeta a la siguiente restricción presupuestaria:

$$(3) \quad b_{t+1}^* = (1+r)b_t^* + (e_t^* - d_t^*) - p_t m_t^*$$

$$(4) \quad e_t^* = (1-\rho) \cdot \bar{e}^* + \rho \cdot e_{t-1}^* + \xi_t^*, \quad \xi_t^* \sim (0, \sigma^2)$$

$$(5) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{b_{T+1}^*}{\prod_{t=0}^T (1+r)^{-1}} = 0$$

Donde, δ es la tasa de descuento intertemporal del consumo del agente representativo, r es la tasa de interés mundial, b_{t+1}^* es el stock de bonos del siguiente período ($t+1$) en posesión del socio comercial si es positivo y el stock de bonos del siguiente periodo ($t+1$) en posesión del país de origen si es negativo, e_t^* son las dotaciones estocásticas que siguen un proceso AR(1) con media $\bar{e}^*$ y varianza $\frac{\sigma^2}{(1-\rho^2)}$, en la cual σ^2 es la varianza de ξ_t^* que es un proceso ruido blanco, y por último p_t es el precio de los bienes locales en términos de los bienes del socio comercial.

Las ecuaciones de la (3) a la (5) representan la ecuación de la cuenta corriente, el proceso estocástico que conduce los shocks en las dotaciones y la condición de transversalidad, que restringe la posibilidad que se presenten esquemas donde el agente representativo se consume su dotación de por vida, para luego endeudarse permanentemente, sin que esta se extinga.

Las condiciones de primer orden que se derivan de esta maximización son:

$$(6) \quad u_t^{d^*} = \lambda_t$$

$$(7) \quad u_t^{m^*} = \lambda_t p_t$$

$$(8) \quad \lambda_t = (1 + \delta)^{-1} (1 + r) E_t \lambda_{t+1}$$

Donde λ_t es el multiplicador de Lagrange de la ecuación de la cuenta corriente, y a partir de la ecuación (5), λ_t es la utilidad marginal de los bienes domésticos para el consumidor representativo del socio comercial. Utilizando las condiciones de primer orden se puede llegar a una función de exportaciones

$$(9) \quad x_t = (p_t, b_t)$$

Con el objeto de llegar a una expresión algebraica definida para (8), Ogaki (1992) y Clarida (1994) utilizan la siguiente función de utilidad⁹:

$$(10) \quad u(d_t^*, m_t^*) = A_t (d_t^*)^{1-\alpha} (1-\alpha)^{-1} + B_t (m_t^*)^{1-\beta} (1-\beta)^{-1} \quad \alpha > 0, \beta > 0$$

Donde A_t y B_t son choques estacionarios y aleatorios a la preferencias.

La utilización de este tipo de función de utilidad, arroja que la ecuación de demanda de importaciones del socio comercial se describe de la siguiente manera:

$$(11) \quad \log(m_t^*) = \beta_0 + \beta_1 \log(p_t) + \beta_2 \log(y_t^*) + \varepsilon_t$$

Sustituyendo la ecuación (1) en la (11) obtenemos una ecuación que describe la demanda de exportaciones del país de origen de la siguiente manera:

$$(12) \quad \log(x_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(p_t) + \beta_2 \log(y_t^*) + \varepsilon_t$$

Donde y_t^* es el ingreso ponderado por el destino de las exportaciones de los socios comerciales.

⁹ Senhadji y Montenegro (1998) también utilizan esta forma funcional.

Este marco teórico simple provee de un conjunto de implicaciones sobre la ecuación de exportaciones (12), según el cual las variables de actividad (producto interno bruto) y de competitividad (precios relativos) son suficientes para explicar el comportamiento de la exportaciones, dándole un rol predecible y bien definido donde es de esperar que la variable competitividad afecte negativamente y la variable actividad afecte positivamente. Finalmente, las secciones que siguen buscarán contrastar la hipótesis para los 5 países en estudio.

Capítulo 2 - Revisión de Literatura

Desde la publicación de los trabajos de Orcutt (1950) y de Harberger (1953), quienes introdujeron los fundamentos para la estimación de las elasticidades del comercio internacional bajo el enfoque tradicional, se han publicado una larga serie de trabajos.

A partir de los años setenta, la literatura comenzó a avanzar hacia la utilización de nuevas especificaciones funcionales en la estimación de la demanda de exportaciones. Siguiendo la revisión de la literatura de Márquez (2002), se observa en la evolución histórica de los trabajos empíricos, que estiman las elasticidades del comercio, el uso de formas funcionales que son lineales en las variables y permiten que las elasticidades varíen. Entonces, luego de la publicación del trabajo de Houthakker y Magee (1969), se observa un cambio hacia los modelos de elasticidad constate que utilizan formas funcionales que son lineales en los logaritmos de las variables, Houthakker y Magee (1969) demuestran que esta forma funcional tiene menores errores de predicción que los modelos elasticidad variable.

Los más importantes adelantos en la literatura se han dado a partir de la aparición de avances en las estimación de series de tiempo con problemas de

estacionariedad y autocorrelación serial, y en especial los aportes realizados por Engle y Granger (1987) y Johansen (1988) en la aplicación del concepto de cointegración¹⁰, el cual permite estudiar las relaciones de largo plazo entre las variables en modelos que estudian series estacionarias.

La revisión hecha por Bahmani-Oskooee y Niroomand (1998) sobre la literatura publicada previamente a la aparición de los aportes de Engle y Granger (1987) y Johansen (1988), muestra una cantidad numerosa de estudios¹¹ que utilizaron como método de estimación los Mínimos Cuadros Ordinarios (MCO). El análisis con esta metodología tiene como uno de sus principales supuestos que las series son estacionarias¹², el problema que se presenta es que las series que estos trabajos estudian son potencialmente no estacionarias, bajo estas circunstancias la inferencia realizada a través de los MCO deja de ser válida¹³ y nos encontramos en presencia del problema que se define como regresión espuria.

¹⁰ Según Engle y Granger (1987) se dice que un vector de series no estacionarias cointegra si existe al menos una combinación lineal de las series que es estacionaria.

¹¹ Kreinin (1967), (1973); Houthakker y Magee (1969); Khan (1974), (1975); Goldstein and Khan (1976), (1978); Wilson y Takacs (1979); Warner and Kreinin (1983); Haynes and Stone (1983); Bahmani-Oskooee (1986); Marquez (1990) y Mah (1993).

¹² Una serie estacionaria tiene media y varianza constante a lo largo de la muestra.

¹³ En presencia de series no estacionarias los t estadísticos de la regresión tienden a sobre estimar la significación estadística de los resultados lo que nos llevaría a admitir como buenas, relaciones económicas que en realidad solo se deben a aspectos circunstanciales como demostraron Granger y Newbold (1974).

Stern, Francis y Schumacher (1976) y Goldstein y Khan (1985)¹⁴ realizaron una revisión de la literatura existente¹⁵ sobre la estimación de la demanda de exportaciones de Estados Unidos y otros países desarrollados, como Japón y los países de Europa Occidental, los resultados encontrados por estos trabajos indican que la elasticidad ingreso de la demanda de exportaciones se encuentra alrededor de 1,1 y la elasticidad precio de la demanda de exportaciones se encuentra cercano a -1, y son regularmente significativas. En general, estos trabajos utilizan el producto interno bruto de sus socios comerciales ponderados por el destino de sus exportaciones como aproximación para la variable actividad y el índice de precio de exportaciones para la variable competitividad, para este último algunos utilizan una variante que es el índice de precio de exportaciones del país sobre el promedio ponderado por el destino de las exportaciones del índice de precio de sus socios comerciales.

El concepto de cointegración desarrollado a finales de la década de los ochenta y principio de los noventa permitió dinamizar los estudios empíricos sobre el comportamiento de los flujos comerciales y sus determinantes, a través de dos metodologías desarrolladas para el análisis estadístico de series de tiempo que cointegran. En primer lugar, están los mínimos cuadrados

¹⁴ Es una actualización del trabajo de Stern, Francis y Schumacher (1976).

¹⁵ Revisan una parte importante de los papers evaluados por Bahmani-Oskooee y Niroomand (1998).

dinámicos¹⁶ propuestos por Stock y Watson (1993), quienes demostraron a través de experimentos de Monte Carlo que los coeficientes estimados son consistentes y tienen pequeños sesgos en casos de muestras pequeñas pero que no son comparables con el sesgo de las estimaciones de series no estacionarias hechas con la metodología de MCO. En segundo lugar,, el modelo de corrección de errores el cual postula que si un conjunto de series de tiempo está cointegrada, es decir, hay una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas, se puede tratar su error como un “error de equilibrio” pudiéndolo utilizar para explicar el comportamiento de corto plazo de la variable dependiente con su valor de largo plazo, a través de una ecuación de las variables en diferencias.

A partir de la aparición de estas nuevas metodologías de estimación se han publicado un importante número de trabajos tanto para los países desarrollados como para los países en desarrollo, donde encontramos una importante variedad de resultados y el uso de múltiples aproximaciones para la variable precios relativos. A continuación presentamos algunos resultados encontrados por los autores.

¹⁶
$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \sum_{t=-k}^k \Delta Y_{t+h} + \sum_{t=-k}^k \Delta X_{t+k} + v_t$$

Hooper, Johnson y Márquez (2002) realizan un análisis de cointegración¹⁷ de la función tradicional¹⁸ de la demanda de exportaciones para las economías de países desarrollados del llamado G-7¹⁹, utilizando la exportaciones reales de bienes y servicios como medida de las exportaciones, el producto interno bruto de sus socios comerciales ponderado por el destino de sus exportaciones como medida de la actividad de sus socios comerciales y el índice de precios de exportaciones sobre el índice de precios al consumidor ponderado de sus socios comerciales como aproximación a los precios relativos, encontrando que la elasticidad ingreso de largo plazo de la demanda de exportaciones va desde 0,8 en los Estados Unidos hasta 1,6 en Italia con un promedio de 1,23 para los siete países. Vale la pena destacar que los países de Europa Continental que forman parte de este grupo parecieran tener una mayor sensibilidad ante cambios en el ingreso de sus socios comerciales que Canadá, Japón, Reino Unido y Estados Unidos. Con respecto a la elasticidad precio de largo plazo de la demanda de exportaciones, encontramos que esta va desde -0,2 en Francia hasta -1,6 en el Reino Unido con un promedio de -0,91. Canadá, Japón, Reino Unido y Estados Unidos parecieran tener una mayor sensibilidad ante variaciones de precio que los países de Europa Continental.

¹⁷ Utilizando el enfoque de cointegración de Johansen (1988).

¹⁸ Se entiende por tradicional el enfoque que está basado en el uso de especificaciones que consideran únicamente la actividad económica y los precios relativos como determinantes del comercio. ..

¹⁹ Este estudio incluye a los países pertenecientes al grupo conocido como G-7: Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Reino Unido y Estados Unidos.

Algieri (2004) estima la elasticidad de las exportaciones rusas, utilizando como proxy de la variable de precios relativos al tipo de cambio real y de la variable actividad al producto interno bruto de sus socios comerciales²⁰. Vale la pena destacar que los resultados encontrados para esta economía indican una mayor sensibilidad de las exportaciones que la encontrada por otros trabajos sobre países desarrollados, donde una depreciación del tipo de cambio real del 1% conlleva a una disminución en las exportaciones del 2,4% y un aumento del 1% del producto interno bruto de los socios comerciales llevan a un aumento del 3,3% de la exportaciones rusas.

Senhadji y Montenegro (1998) realizan un estudio para una muestra de 53 países, tanto desarrollados como en desarrollo, con información desde 1960 hasta 1993, utilizando la exportaciones reales de bienes y servicios como aproximación de las exportaciones, el producto interno bruto de sus socios comerciales ponderado por el destino de sus exportaciones como medida de la actividad de sus socios comerciales y el índice de valor de las exportaciones como aproximación a los precios relativos, utilizan como metodología de estimación los mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y técnicas que toman en

²⁰ Algieri (2004) hace uso del enfoque de cointegración, utilizando los mínimos cuadrados dinámicos y como método alternativo el modelo de corrección de errores. Sin embargo, solo analiza la dinámica de largo plazo.

cuenta la no estacionariedad de las series tiempo en estudio²¹. Vale la pena destacar que los resultados encontrados por estos autores son bastante amplios, la elasticidad ingreso de largo plazo de la exportaciones varía desde un mínimo de 0.17 hasta un máximo de 4.34 y la elasticidad precio de largo plazo varía desde un mínimo de -4.72 hasta un máximo de -0.02, para 15 de los 53 países la variable precio no es significativa²², para 7 de los 53 países la variable ingreso tampoco es significativa y para 7 de los 53 ambas variables no son significativas²³, la elasticidad ingreso de largo plazo de la demanda de exportaciones promedio es de 1,45 y la elasticidad precio de largo plazo de la demanda de exportaciones promedio es de -1,07. Resalta la presencia, en este estudio, de cuatro de los cinco países que son parte de nuestro estudio, donde Argentina, Chile, Colombia y Paraguay²⁴ presentan en algunos casos elasticidades muy superiores al promedio.

Fullerton, Sawyer y Sprinkle (1999), realizaron una revisión de la literatura existente sobre la estimación de la demanda de exportaciones e importaciones para el caso de los países de América Latina. Encontrando que en el caso de las exportaciones a nivel agregado existe un número

²¹ Para esta revisión solo se tomaron en cuenta los resultados obtenidos a través de las técnicas que toman en cuenta la no estacionariedad de las series tiempo en estudio.

²² Senhadji y Montenegro (1998) utilizan un nivel significación mínimo de 10%.

²³ Para el 28.3% de la muestra de países la variable precio no es significativa, para 13.2% la variable ingreso no es significativa y para 13.2% ambas no son significativas.

²⁴ La elasticidad ingreso de largo plazo no es significativa para este caso.

relativamente escaso de trabajos²⁵ que desarrollan el tema, a excepción del trabajo de Faini, Pritchett y Clavijo (1992) y el de Fullerton, Sawyer y Sprinkle (1997) que utilizan el modelo de corrección errores, todos los demás utilizan los mínimos cuadrados ordinarios como metodología de estimación, lo que los hace susceptibles a presentar resultados sesgados. Faini, Pritchett y Clavijo (1992) utilizan una base de datos anual desde 1967 hasta 1983 para ocho países, compuesta por la exportaciones reales de bienes y servicios como medida de las exportaciones, el producto interno bruto de sus socios comerciales ponderado por el destino de sus exportaciones como medida de la actividad de sus socios comerciales y el índice de precios de exportaciones sobre el índice de precios al consumidor ponderado de sus socios comerciales como aproximación a los precios relativos, y el de Fullerton, Sawyer y Sprinkle (1997) para México que analiza una muestra desde 1981 hasta 1994, y a diferencia de Faini, Pritchett y Clavijo (1992) utilizan el tipo de cambio real como aproximación a los precios relativos. En estos trabajos se observa que la elasticidad ingreso de largo plazo de la exportaciones varía desde un mínimo de 0.49 hasta un máximo de 2.94 y la elasticidad precio de largo plazo varía desde un mínimo de -2.38 hasta un máximo de -0.33, en el caso específico de México, Faini, Pritchett y Clavijo (1992) observan que los precios relativos no son significativos en la explicación de los flujos comerciales y Fullerton,

²⁵ El trabajo recoge estudios realizados para 3 de los 5 países para la muestra de nuestro estudio: Argentina (presentan 2 estudios), Chile (1 estudio) y Colombia (2 estudios).

Sawyer y Sprinkle (1997) encuentran una elasticidad precio significativa de -0.49.

Luego de la publicación de la revisión de literatura Fullerton, Sawyer y Sprinkle (1997), se han publicado algunos estudios sobre el comportamiento de los flujos comerciales de varios países que forman parte de la muestra utilizada en este trabajo, se observa una importante tendencia a realizar estudios de exportaciones desagregadas y entre los principales trabajos encontramos los siguientes:

Misas, Ramírez y Silva (2001) realizan un estudio de las exportaciones colombianas no tradicionales²⁷ utilizando el análisis multivariado de cointegración, recurren al índice del tipo de cambio real como *proxy* de los precios relativos y para la variable actividad utilizan el Producto Interno Bruto de sus socios comerciales. De esta forma, encuentran que la elasticidad ingreso de largo plazo de la exportaciones varía desde un mínimo de 3.77 hasta un máximo de 4.42 y la elasticidad precio de largo plazo varía desde un mínimo de -2.12 hasta un máximo de -1.49 dependiendo del socio o socios comerciales que sea destino de las exportaciones.

²⁷ Los autores consideran como exportaciones tradicionales al café, el té, el cacao y el petróleo.

Iannariello-Monroy, León y Oliva (1999), realizan un estudio de las exportaciones colombianas agregas y desagregas, al igual que Misas, Ramírez y Silva (2001) utilizan el modelo de corrección de errores para estimar la dinámica de largo plazo de las variables, utilizan el tipo de cambio real como *proxy* de los precios relativos y como *proxy* de la variable actividad utilizan el promedio ponderado de los índices de producción industrial de sus principales socios comerciales. Un aspecto innovador de este trabajo es que incorporan al análisis los índices de concentración o especialización en productos, medidos a través del índice de Herfindahl-Hirschman²⁹. Los resultados encontrados por los autores reflejan un impacto positivo ante variaciones en el tipo de cambio real y al igual que los índices de producción industrial de los socios comerciales que se reflejan en elasticidades de 0,26 y 1,79 respectivamente, el índice de especialización resulta significativo y positivo, lo que indica que el patrón de aumento registrado en las exportaciones colombianas se debe a la aceleración en el crecimiento de un grupo reducido (a una especialización mayor) de las mismas.

Loza (1999) estudia el impacto en las exportaciones bolivianas de las variaciones de los precios relativos a través del tipo de cambio real y de las variaciones del producto interno bruto de sus socios comerciales. Este autor

²⁹ El índice de Herfindahl-Hirschman permite cuantificar el grado de concentración que existe en el fenómeno estudiado, éste se calcula ajustando la cuota de mercado de cada empresa que compite.

encuentra que el tipo de cambio real no es una variable significativa en el comportamiento de las exportaciones agregadas bolivianas, sin embargo, es una variable significativa en el comportamiento de las exportaciones sin hidrocarburos, y la elasticidad ingreso de la exportaciones agregadas es significativa y muy cercana a 2.

Cabezas, Selaive y Becerra (2004), publicaron un estudio de los determinantes de las exportaciones no minerales de Chile bajo una perspectiva regional, analizando los flujos comerciales a cuatro principales zonas económicas³⁰ que son destino de sus exportaciones. Estudian el rol conjunto del tipo de cambio real y la actividad externa utilizando el análisis de cointegración a través del modelo de corrección de errores y los mínimos cuadrados dinámicos. Así, encuentran que el desempeño exportador está fuertemente atado al ciclo económico de los socios comerciales, reflejado por una elasticidad ingreso de la demanda de exportaciones no minerales de 2,24 para los Estados Unidos, 3,29 para la Unión Europea, 2,29 para los países de ALADI y 1,38 para los principales países asiáticos, siendo significativa para todas las zonas económicas; también encuentran que la variable precios relativos aproximada a través del tipo de cambio real no es significativa en la explicación del flujo exportador a las distintas zonas económicas con la

³⁰ Los países miembros de la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI), de la Unión Europea, los países Asiáticos y Estados Unidos.

excepción de Estados Unidos, donde la variable tipo de cambio real tiene un impacto positivo en las exportaciones, medido por elasticidad precio de 0,81.

Podemos observar que el estudio del comportamiento de los flujos comerciales y sus determinantes, ha evolucionado hacia la utilización del enfoque de cointegración. La literatura muestra un importante grado de consenso en la aproximación de la variable actividad a través del producto interno bruto ponderado por el destino de las exportaciones, sin embargo no se observa la misma situación con respecto a los precios relativos, donde la literatura presenta dos principales aproximaciones a los precios relativos, como son el índice de precios de exportaciones y el tipo de cambio real. El primero es de uso frecuente en los trabajos sobre países desarrollados y el segundo, que si bien es utilizado en algunos estudios sobre países desarrollados, es de uso frecuente en los estudios de países en desarrollo. Esto puede ser consecuencia de que el tipo de cambio real es una estadística de uso universal y cuya disponibilidad no presenta limitantes para la mayoría de los países, al contrario del índice de precio de exportaciones del cual existe poca disponibilidad de datos para los países en desarrollo.

Los resultados que encontramos a lo largo de la literatura presentan una importante dispersión. En este sentido, los países desarrollados presentan un impacto menor ante variaciones de los determinantes macroeconómicos que los

países en desarrollo. De igual manera podemos destacar que en los resultados encontrados se observa que las estimaciones hechas con tipo de cambio real, como aproximación de los precios relativos, muestran un impacto mayor en exportaciones ante variaciones de esta variable que las estimaciones hechas con el índice de precios de exportaciones.

Capítulo 3 - Marco Metodológico

Bases de datos y características de la muestra

El estudio se realizó sobre una base de datos anuales para el período de 1970 a 2004, siendo esta la base de datos más prolongada que pudimos construir con la información disponible. Las variables que la conforman son: exportaciones de los países y sus socios comerciales, producto interno bruto de los socios comerciales, población, los destinos de las exportaciones de cada uno de los países, la composición de la cesta de productos exportados por cada uno de los países, el tipo de cambio real y los términos de intercambio.

Tanto el producto interno bruto (PIB) como el valor de las exportaciones de los socios comerciales de cada uno de los países, fueron obtenidas de la base de datos de cuentas nacionales de la División de Estadísticas de las Naciones Unidas (UNSTAT) a precios constantes de 1990 en dólares de los Estados Unidos de Norteamérica (\$US).

Las estadísticas de población, utilizadas para calcular las variables de actividad per capita, fueron obtenidas del reporte Población y Estadísticas Vitales de la UNSTAT.

Para cubrir la necesidad de construir una variable de actividad de los socios comerciales de cada uno de los países ponderada por el destino de las exportaciones y la construcción de índices que permitiesen medir la concentración en bienes y destinos de las exportaciones de cada uno de los países, utilizamos la base de datos de flujos comerciales desagregados, UN COMTRADE, de la UNSTAT.

Por último, para las series de términos de intercambio y tipo de cambio real se utilizaron las elaboradas por la División de Estadísticas y Proyecciones Económicas de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

La muestra de países

El estudio se realizó sobre una base de datos anuales para el período 1970 al 2004 de los siguientes países de América Latina: Argentina, Bolivia, Chile, Colombia y Paraguay. Incorporando la mayor cantidad de países posible de América Latina, de manera de poder realizar el análisis comparado de las elasticidades precio e ingreso de las exportaciones.

Construcción de variables relevantes

Para llevar adelante este trabajo empírico sobre las exportaciones de los países de América Latina, se construyeron tres importantes variables. Primero, el producto interno bruto menos las exportaciones de los socios comerciales, para cada uno de los países en estudio, ponderados por el destino de sus exportaciones. Para esto se utilizó la metodología planteada en Senhadji y Montenegro (1998) que desarrollamos a continuación:

$$(13) \quad pibx_t^* = \sum_{t=q}^N \omega_t^i PIB_t^i, \quad y \quad \omega_t^i = \frac{x_t^i}{\sum_{t=1}^N x_t^i}$$

Donde PIB_t^i es el producto interno bruto (PIB) en términos reales del socio comercial, i del país de origen en el año t , x_t^i se refiere a las exportaciones en términos reales del país en estudio con su socio comercial i en el año t .

Método de Estimación³¹

Antes de proceder a la estimación de la función de exportaciones, la ecuación (12), de los países en estudio se contrastó la hipótesis de raíz unitaria para cada una de las series de cada uno de los países utilizando el contraste de

³¹ Ver apéndice 1 para mayor comprensión del análisis de series de tiempo.

Dickey y Fuller aumentado y para los casos donde se observaron importantes variaciones en las series se utilizó el contraste de Zivot y Andrews, este último permite verificar si el resultado del contraste de raíz unitaria es robusto a la presencia de un cambio estructural en la serie.

En los casos donde no puede ser rechazada la hipótesis de raíz unitaria para cada una de las variables que componen el modelo se realizó el contraste de cointegración de Johansen. Si se encuentra al menos una relación de cointegración, se estimará la ecuación que describe la misma con el objetivo de estudiar la dinámica de largo plazo entre las variables.

Capítulo 4 - Resultados

Análisis de las Series

Raíz Unitaria

Dentro del análisis de las series de tiempo es común encontrar series que mantienen un comportamiento persistente en el tiempo, es por esto que debemos descartar la presencia de raíz unitaria en las tres series que conforman el modelo descrito por la ecuación (12). La hipótesis de raíz unitaria es contrastada utilizando la prueba Aumentada de Dickey-Fuller. Para la selección del número óptimo de rezagos a incorporar en la regresión de la prueba Aumentada de Dickey-Fuller se utilizó el criterio Schwarz.

Los resultados indican que para la variable exportaciones, para la variable de actividad, medido por el producto interno bruto menos exportaciones de los socios comerciales ponderado por el destino de las exportaciones, y para la variable precio, cuyo proxy en este estudio es el tipo de cambio real, en ninguno de los países en estudio se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

Como podemos observar en ninguno de los casos la hipótesis de raíz unitaria es rechazada, con el objetivo obtener unos resultados más fuertes se

realizó el contraste de raíz unitaria a las primeras diferencias. Bajo estas circunstancias podemos observar que la hipótesis de raíz unitaria es rechazada, con la excepción de la serie de tipo de cambio real de Colombia.

*Cointegración*³²

Utilizando la metodología de Johansen (1988) para detectar la existencia de alguna relación de cointegración³³, se realizó el estudio para los cinco (5) países (Argentina, Bolivia, Chile, Colombia y Paraguay) en los cuales todas las series no pueden rechazar la hipótesis de raíz unitaria a un nivel de significación igual o inferior al 5%. Encontrando que todos tienen al menos una relación de cointegración a un nivel de significación del 5%, permitiendo estimar la ecuación (12) para estos países mediante la estimación de la ecuación de cointegración.

*Estimaciones*³⁴

Los resultados se obtienen estimando la ecuación de cointegración, que describe la combinación lineal entre las series que tienen una raíz unitaria y se dicen que son integradas de orden uno $I(1)$. En general esta combinación lineal debería ser igualmente $I(1)$, sin embargo se dice que cointegran si los

³² Ver apéndice 3.

³³ El número de rezagos se obtuvo realizando las pruebas de rezagos óptimos según el criterio de Schwarz.

³⁴ Ver apéndice 3.

residuos generados por esta combinación lineal son integrados de un orden inferior, es decir $I(0)$. Esta relación de cointegración describe la dinámica de largo plazo entre las variables que permite que los sistemas económicos converjan al equilibrio.

Para la estimación de la relación de cointegración se hizo uso de variables “dummies” para algunos de los países donde ocurrieron choques externos importantes. De esta manera, para el estudio del caso argentino se incorporó una variable “dummy” al modelo para los años en que se mantuvo vigente la caja de conversión³⁵, para el caso boliviano se utilizó una variable dummy para 1985, año en que este país soportó un proceso hiperinflacionario y una permanente inestabilidad financiera, y por último, se incorporó una variable dummy al modelo de las exportaciones chilenas para 1975, año en que se implementó la reconversión monetaria hacia el peso.

El marco teórico simple en el que se apoya este trabajo provee un conjunto de implicaciones sobre la ecuación de exportaciones (12), según el cual las variables de actividad (producto interno bruto) y de competitividad (precios relativos) son suficientes para explicar el comportamiento de las exportaciones, dándole un rol predecible y bien definido donde podemos

³⁵ Desde 1991 hasta el año 2001.

esperar que la variable competitividad afecte negativamente y la variable actividad afecte positivamente.

Los resultados encontrados se pueden dividir en dos grupos. El primero, describe los países cuyas estimaciones no muestran resultados consistentes con los esperados, entre los cuales encontramos el caso Argentino: los resultados encontrados para este país muestran una relación inversa a la esperada por el modelo, la elasticidad de largo plazo del producto interno bruto de los socios comerciales es de -3.94% y la elasticidad de largo plazo del tipo de cambio real 2.49%. Así como también encontramos al caso paraguayo, que al igual que Argentina muestra una relación inversa a la esperada por el modelo, cuya elasticidad de largo plazo del producto interno bruto de los socios comerciales es de -8.65% y la variable tipo de cambio real pareciera no ser significativa en la explicación de los flujos comerciales de este país.

El segundo grupo de países está conformado por aquellos cuyos resultados son consistentes con los esperados. En primer lugar, encontramos el caso Boliviano, cuyos resultados apuntan a la existencia de un alto impacto de las variaciones del producto interno bruto de sus socios comerciales y el tipo de cambio real, mostrando una elasticidad precio de largo plazo de -3.47% y una elasticidad ingreso de largo plazo de 6.62%. En segundo lugar, encontramos en el comportamiento de las exportaciones chilenas un importante impacto de las

variaciones de las variables macroeconómicas, al igual que Bolivia, los resultados muestran elasticidades de largo plazo con impactos negativos del tipo de cambio real en torno al -3.7% y positivos en torno al 11.7% para el producto interno bruto de sus socios comerciales. Por último, el caso colombiano, cuyos resultados plantean que la influencia del tipo de cambio real en el largo plazo pareciera no ser significativa, por el contrario la elasticidad ingreso de largo plazo es significativa y se encuentra en torno al 1.35%.

Tabla 1
Elasticidades de Largo Plazo de las Exportaciones

<i>País</i>	<i>ingreso¹</i>	<i>precio²</i>
Argentina	-3.51 [1.82609]	5.51 [-5.50295]
Bolivia	6.62 [-3.98087]	-3.4694 [3.79058]
Chile	11.73 [-6.63107]	-3.71 [3.38012]
Colombia	1.35 [-1.11094]	0.87 [-0.63525]
Paraguay	-8.65 [3.78059]	0.66 [-0.66197]

Notas:

1\ Producto Interno Bruto ponderado por destino de exportaciones

2\ Tipo de Cambio Real

[-] \ t estadístico

Los resultados encontrados en el caso boliviano son significativamente superiores a los encontrados en el estudio realizado por Loza (1999) para este país, quien reporta una elasticidad ingreso de largo plazo en torno al 2% (mucho menor que el 6.62% encontrado por este estudio) y al contrario que nuestro estudio reporta el tipo de cambio real como una variable no significativa en explicación de las exportaciones bolivianas. El caso chileno muestra igualmente resultados superiores a los reportados por Faini, Pritchett y Clavijo (1992) y Cabezas, Selaive y Becerra (2004), los primeros reportan una elasticidad ingreso de largo plazo de 0.49% y una elasticidad precio de largo de -0.33% y los segundos una elasticidad ingreso de largo plazo promedio de 2.3% y una elasticidad precio de largo plazo que no es significativa para tres de las cuatro estimaciones³⁶ que ellos realizan, reportan una elasticidad de 0,81% en las exportaciones a los Estados Unidos, en ambos casos las estimaciones hecha por este trabajo son superiores e inclusive de signo contrario en el caso de la elasticidad precio reportada Cabezas, Selaive y Becerra (2004).

Por último, en el caso colombiano, los resultados reportados en este trabajo para la elasticidad ingreso de largo plazo son similares a los encontrados por Iannariello-Monroy, León y Oliva (1999), quienes reportan una elasticidad ingreso de largo plazo de 1.79% e inferior a la reportada por Misas,

³⁶ Cabezas, Selaive y Becerra (2004) realizan un estudio de las exportaciones no minerales de Chile a cuatro bloques comerciales.

Ramírez y Silva (2001) quienes encontraron valores alrededor del 4.0%. Ambos trabajos reportan la variable precio como significativa en la explicación del flujo exportador colombiano a diferencia de los resultados encontrados por este trabajo.

Las diferencias en los resultados pudieran tener su explicación en las especificaciones utilizadas por los trabajos estudiados, para el caso boliviano Loza (1999) utiliza como proxy de la variable ingreso las importaciones de sus socios comerciales, la dinámica del producto interno bruto no necesariamente es la misma que las importaciones y esto pudiera explicar en parte las diferencias. Para el caso chileno, Cabezas, Selaive y Becerra (2004) estudian las exportaciones no minerales a los cuatro principales bloques comerciales a diferencia de este trabajo que estudia las exportaciones agregadas. Y por último, Misas, Ramírez y Silva (2001) realizan un estudio de las exportaciones no tradicionales colombianas dejando por fuera del estudio las exportaciones de petróleo y café, a diferencia de este trabajo que recoge el comportamiento agregado de las exportaciones colombianas.

Conclusiones

La motivación principal de este trabajo ha sido dimensionar la influencia de algunas variables macroeconómicas en el comportamiento de las exportaciones de un grupo de países de América Latina.

El análisis se realizó en un contexto donde las exportaciones han presentado un importante crecimiento, la política comercial se ha desarrollado dentro de un contexto muy dinámico que llevó desde la política de sustitución de importaciones de los años setenta hasta la progresiva implementación de los tratados de libre comercio. De igual manera, vale la pena destacar que durante el período de análisis se desarrollaron importantes choques en las economías estudiadas, como la aplicación de planes de ajuste estructural, hiperinflaciones, choques en los precios de los commodities, entre otras eventualidades. Con el objetivo de controlar estos fenómenos hemos incorporados variables “dummies” en los casos más relevantes, sin embargo creemos que este punto requiere de mayor investigación.

El enfoque utilizado para estimar la demanda de exportaciones muestra un rol bien definido de cada una de las variables que lo componen, donde podemos esperar que la variable competitividad afecte negativamente y la

variable actividad afecte positivamente. Para la estimación nos hemos concentrado en el uso del concepto de cointegración desarrollado por Engle y Granger (1987) que nos permite estudiar la dinámica de largo plazo entre las variables.

Los resultados encontrados por este trabajo evidencian un rol disímil de los determinantes macroeconómicos de las exportaciones en los países estudiados, para los casos de Argentina y Paraguay se observó un rol inverso al esperado con un impacto positivo de la variable competitividad y negativo de la variable actividad. Para el caso de Bolivia y Chile los resultados muestran un efecto positivo del producto interno bruto de los socios comerciales y negativo del tipo de cambio real que son consistentes con los efectos esperados, evidenciando que el desempeño exportador de estos países esta fuertemente asociado al ciclo económico de sus socios comerciales. Sin embargo, se observa que los resultados son significativamente superiores a los encontrados por la literatura. Asimismo, en el caso de Colombia se observa un impacto positivo del ciclo económico de sus socios comerciales lo cual es consistente con los resultados observados en la literatura y con respecto al tipo de cambio real presenta resultados que no son significativos.

Finalmente, a pesar que nuestro enfoque reporta una respuesta respecto al rol del tipo de cambio real y el producto interno bruto de los socios

comerciales en la exportaciones agregadas, creemos que es importante examinar el comportamiento de la exportaciones sectoriales de manera de poder distinguir la influencia de la política comercial y la dinámica de los mercados internacionales en estos sectores. En otro orden de ideas, creemos necesario la obtención de variables explicativas que puedan mejorar la especificación de nuestro modelo especialmente la incorporación de series trimestrales, que permitan realizar estudios con un mayor número de observaciones que den más poder a las estimaciones, y el cálculo de un índice de precios de exportaciones para estos países que permitan aproximarse mejor a los efectos que tiene la dinámica de los mercados internacionales en el flujo exportador.

Bibliografía

- [1] Agosin, M. (1999). "Comercio y Crecimiento en Chile". Revista de la CEPAL. No. 68. pp. 79-100.

- [2] Algieri, B. (2004). "Trade Specialisation Patterns: The Case of Russia". *BOFIT Discussion Papers*. No. 19/2004.

- [3] Amano, R. y Wirjanto, T. (1997). "Adjustment Cost and Import Demand Behavior: Evidence from Canada and the United States". *Journal of International Money and Finance*. No. 16, pp. 461-476.

- [4] Bahmani-Oskooee, M. (1986). "Determinants of international trade flows: the case of developing countries". *Journal of Development Economics*. No. 20, pp. 107–123.

- [5] Bello, O. y Pineda, J. (2006). "Las Elasticidades de largo plazo de las Importaciones Agregadas en América Latina". Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)

- [6] Bergstrand, J. (1985). "The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence". *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 67, No. 3, pp. 474-481
- [7] Burgess, D. (1974). "Production Theory and the Derived Demand of Imports". *Journal of International Economics*. No 4, pp.103-117.
- [8] Cabezas, M., Selaive, J. y Becerra, G. (2004). "Determinantes de las Exportaciones No Minerales: Una Perspectiva Regional". Banco Central de Chile Documentos de Trabajo. No. 296.
- [9] Camarero, M. y C. Tamarit. (2004). "Estimating the Export and Import Demand for Manufactured Goods: The Role of FDI". *Review of World Economics*. No. 140, pp. 347-375.
- [10] Cardenas, M. y Garcia, C. (2004). "El modelo gravitacional y el TLC entre Colombia y Estados Unidos". *Fedesarrollo*. No. 17.
- [11] Catão, L. y Falcetti, E. (2002). "Determinants of Argentina's external trade". *Journal of Applied Economics*. Vol. V, No. 1: 19-57.

- [12] Clarida, R. (1994). "Cointegration, Aggregate Consumption, and the Demand for Imports: A Structural Econometric Investigation". *American Economic Review*. No. 84, pp. 298-308.
- [13] De Gregorio, J. (1984). "Comportamiento de las exportaciones e importaciones en Chile. Un estudio econométrico". Colección Estudios CIEPLAN. No. 13.
- [14] de Vegh, I. (1941). "Imports and Income in the United States and Canada". *Review of Economics and Statistics*. No. 23, pp. 130-146.
- [15] Engle, R. y Granger, C. (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*. No. 55, pp. 251-276.
- [16] Faini, R., Pritchett, P. y Clavijo, F. (1992). "Import Demand in Developing Countries." en Dagenais, M.G., Muet, P.A. y Lafay, G. (1994). "International Trade Modelling". Chapman and Hall: Londres.
- [17] Frankel, J. y Romer, D. (1999). "Does Trade Cause Growth?". *American Economic Review*. No. 89 (3), pp. 379-399.

- [18] Fullerton, T., Sawyer, Ch. y Sprinkle, R. (1999). "Latin American Trade Elasticities". *Journal of Economics and Finance*. No. 23, pp. 143-156.

- [19] Goldstein, M. y Khan, M. (1985), "Income and price effect in foreign trade", en Jones, R.W. and Kenen, P.B. (1985). "Handbook of International Economics". North Holland:Amsterdam. pp. 1042-99.

- [20] Granger, C. y Newbold, P. (1974). "Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*. No. 2, pp. 111-120.

- [21] Harberger, A.C. (1953), "A structural approach to the problem of import demand". *American Economic Review*, No. 43, pp. 148-159.

- [22] Harris, R. (1995). "Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling". *Prentice Hall / Harvester Wheatsheaf*: London.

- [23] Haynes, S.E. y Stone, J.A.. (1983). "Secular and cyclical responses of U.S. trade to income: an evaluation of traditional models". *Review of Economics and Statistics*. No. 65, pp. 87–95.

- [24] Hooper, P., Johnson, K. y Marquez, M. (2000), "Trade elasticities for G-7 countries". *Princeton Studies in International Economics*, No. 87.

- [25] Houthakker, H.S. y Magee, S. (1969). "Income and price elasticities in world trade". *Review of Economics and Statistics*. No. 51, pp. 111–125.

- [26] Hufbauer, G. y Schott, J. (1992) "North American Free Trade: Issues and Recommendations". Peterson Institute.

- [27] Iannariello-Monroy, M., León, J. y Oliva, C. (1999). "El comportamiento de las exportaciones en Colombia: 1962-1996". Banco Interamericano de Desarrollo.

- [28] Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*. No. 12, pp. 231–254.

- [29] Khan, M. (1974). "Import and export demand in developing countries". *IMF Staff Papers*. No. 21, pp. 678–693.

- [30] Khan, M. (1975). "The structure and behavior of imports of Venezuela". *Review of Economics and Statistics*. No. 57, pp. 221–224.

- [31] Kohli, U. (1978). "A Gross National Product Function and the Derived Demand of Imports and Supply of Exports". *Canadian Journal of Economics*. No. 11, pp. 167-182.

- [32] Kohli, U. (1991). "Technology, Duality, and Foreign Trade". University of Michigan: Ann Arbor.
- [33] Kreinin, M.E. (1967). "Price elasticities in international trade". *Review of Economics and Statistics*. No. 49, pp. 510–516.
- [34] Kreinin, M.E. (1973). "Disaggregated import demand functions—further results". *Southern Economic Journal*. No. 40, pp. 19–25.
- [35] Lewis, A. (1980). "The Slowing Down of the Engine of Growth". *American Economic Review*. No. 70 (4), pp. 555-564.
- [36] Loza, G. (1999). "Tipo de Cambio, Exportaciones e Importaciones: el Caso de la Economía Boliviana". Banco Central de Bolivia.
- [37] Mah, J.S. (1993). "Structural change in import demand behavior: the Korean experience". *Journal of Policy Modeling*. No. 15, pp. 223–227.
- [38] Marquez, J. (1990). "Bilateral trade elasticities". *The Review of Economics and Statistics*. No. 72, pp. 70–77.

- [39] Marquez, J. (1993). "The Autonomy of Trade Elasticities: Choice and Consequences". *International Finance Discussion Paper*, No. 422.
- [40] Marquez, J. (1994). "The Econometrics of Elasticities and the Elasticity of Econometrics". *Review of Economics and Statistics*. No. 76, pp.471-481.
- [41] Marquez, J. (1999). "Long-period Stable Trade Elasticities for Canada, Japan and the United States". *Review of International Economics*. No. 1, pp. 375-399.
- [42] Marquez, J. (2002). "Estimating trade elasticities". Kluwe Academic Publishers: Boston.
- [43] Misas, M., Ramírez, M. y Silva, L. (2001). "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes". Banco de la República de Colombia.
- [44] Ogaki, M. (1992). "Engel's Law and Cointegration". *Journal of Political Economy*. No. 100 (5), pp. 1027-1046.
- [45] Orcutt, G. (1950). "Measurement of price-elasticities in international trade". *Review of Economics and Statistics*. No. 32, pp. 117-132.

- [46] Reinhart, C. (1995). "Devaluation, Relative Prices and International Trade: Evidence from Developing Countries". IMF Staff Papers. N°42 (2).
- [47] Sawyer, C. y R. Sprinkle (1996), "The Demand for Imports and Exports in the U.S.: A survey". Journal of Economics and Finance. No. 20, pp 147-178.
- [48] Senhadji, A. y Montenegro, C. (1999). "Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis". IMF Staff Papers. No. 46 (3), pp 259-273
- [49] Senhadji, A., and Montenegro, C. (1998). "Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis". IMF Working Paper. No. 98 (149).
- [50] Stern, R., Francis, J. y Schumacher, B. (1976). "Price Elasticities in International Trade: An Annotated Bibliography". Macmillan: Londres.
- [51] Stock, J. y Watson, M. (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in High Order Integrated Systems". *Econometrica*. No. 61, pp. 783-820.

- [52] Warner, D. y Kreinin, M.E. (1983). "Determinants of international trade flows". *Review of Economics and Statistics*. No. 65, pp. 96–104.

- [53] Winters, L.A. (1984). "Separability and the Specification of Foreign Trade Functions". *Journal of International Economics*. No. 17, pp. 239-263.

- [54] Wilson, J.F. y Takacs, W.E. (1979). "Differential responses to price and exchange rate influences in the foreign trade of selected industrial countries". *Review of Economics and Statistics*. No. 61, 267–279.

- [55] Wooldridge, J. (2003). "Introductory Econometrics". *South-Western*. 2 ed.

Apéndice

Apéndice 1 - Análisis de Series de Tiempo

La relación potencial entre dos variables, X y Y, puede ser especificada con un modelo lineal simple. El modelo lineal esta dado por:

$$[1] \quad Y_t = \alpha + \beta X_t + \mu_t$$

en donde Y_t es el valor de la variable Y en el momento t, X_t es el valor de la variable X en el momento t, μ es el termino de error aleatorio que si distribuye normalmente con media cero, y α y β son los coeficientes de la regresión. Una de las formas más simples de estimar α y β son los mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Los MCO estiman los α y β que minimizan la suma de los errores al cuadrado $\left[\sum_{t=1}^n \mu_t^2 \right]$.

Para evaluar la significación estadística de los resultados de la regresión se prueba si las estimaciones de α y β son estadísticamente distintas de cero. La hipótesis nula de $(\beta = 0; \alpha = 0)$ se evalúa con el t estadístico que se calcula dividiendo el coeficiente entre error estándar.

El uso de los MCO está basado en varios supuestos. Entre las más importantes para llevar adelanté este análisis esta el supuesto de que las series son

estacionarias. Una serie estacionaria tiene media y varianza constantes

Formalmente se dice que la variable X_t es estacionaria si:

- i. El valor esperado de X_t $[E(X_t)]$ es una constante, para todo los valores de t.
- ii. La varianza de X_t $[Var(X_t)]$ es una constante, para todo los valores de t.
- iii. La covarianza del producto $(X_t X_{t+k})$ $[Cov(X_t X_{t-1})]$ es una constante, para todos los valores de t y de k.

Supongamos que la variable X_t es generado por un proceso autoregresivo de primer orden [AR(1)]:

$$[2] \quad X_t = \rho X_{t-1} + \mu_t$$

si $\rho = 1$ entonces X_t es no estacionario y haciendo posible reorganizar la ecuación [2] y acumular X_t , para varios periodos, comenzando con una valor inicial de X_{t-n} , para obtener:

$$[3] \quad X_t = X_{t-n} + \sum_{j=0}^{n-1} \mu_{t-j}$$

Esto significa que el valor actual de X_t , dependerá de su valor inicial y de todos los shocks acumulados desde el periodo $t - n + 1$ hasta el periodo t, y la varianza de X_t seria igual $t\sigma^2$ y por lo tanto crece hacia valores muy grandes a medida que $t \rightarrow \infty$.

Dickey y Fuller (1979) diseñaron un procedimiento para probar formalmente la presencia de Raíces Unitarias. La prueba comienza por suponer que la serie X_t sigue un proceso autoregresivo de primer orden [AR(1)] como el descrito por la ecuación [2].

$$X_t = \rho X_{t-1} + \mu_t$$

se prueba la hipótesis de que ρ sea igual a 1: ($\rho = 1$). Dickey y Fuller (1979) consideran tres diferentes ecuaciones de regresión que se pueden utilizar para probar la presencia de una raíz unitaria:

$$[4] \quad X_t = \rho X_{t-1} + \mu_t$$

$$[5] \quad X_t = \alpha_0 + \rho X_{t-1} + \mu_t$$

$$[6] \quad X_t = \alpha_0 + \rho X_{t-1} + \alpha_1 t + \mu_t$$

la diferencia entre las tres regresiones se debe a la presencia de los elementos determinísticos α_0 y $\alpha_1 t$. El primero es un modelo puro de caminata aleatoria, el segundo agrega un intercepto o término de deriva, y el tercero incluye ambos, es decir un intercepto y una línea de tendencia.

El parámetro de interés en todas las ecuaciones de regresión es ρ ; si $\rho = 1$, la serie contiene una raíz unitaria. Una versión simple de la prueba consiste en estimar una (o más) de las ecuaciones antes indicadas mediante el método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con el fin de obtener el

valor estimado de ρ y su correspondiente error estándar asociado. Comparando el t estadístico resultante con el valor apropiado reportado en las tablas Dickey-Fuller el investigador puede determinar si acepta o rechaza la hipótesis nula $\rho=1$. Sin embargo, hay un problema. Aunque pueda parecer obvio que podamos probar esto utilizando el estadístico $([\hat{\rho}]-1)/s_t$, en donde $\hat{\rho}$ es el estimado de ρ y s_t es un estimado de su error de estándar. Pero hay un problema. En esta prueba la hipótesis nula es $H_0 : \rho=1$, en cuyo caso decimos que X_t tiene una raíz unitaria. La hipótesis alternativa es: $H_1 : \rho < 1$. Si la hipótesis alternativa es correcta entonces X_t es estacionaria. Por el contrario, si la hipótesis nula es correcta, entonces la variable es no estacionaria

.

Suponga que re escribimos el modelo de X_t de la siguiente manera:

$$[7] \quad \Delta X_t = \alpha_0 + gX_{t-1} + \mu_t$$

en donde $g = (\rho - 1)$. En este caso la hipótesis nula es: $H_0 : g = 0$, en cuyo caso $\rho=1$ y la variable es no estacionaria. La hipótesis alternativa es : $H_1 : g < 0$, significando que $\rho < 1$ y que X_t es estacionaria. Para ello construiremos el siguiente estadístico: $\hat{\rho}/s_k$ Donde $\hat{\rho}$ es el estimado de ρ en la regresión [7] y s_k es una estimación de su error estándar.

El problema es que la estadística no sigue la distribución de t cuando las series son no estacionarias (si la hipótesis nula es correcta). Dickey y Fuller resolvieron este problema generando datos aleatorios (mediante un experimento de Monte Carlo) generando valores críticos correctos.

La prueba Aumentada de Dickey-Fuller (ADF) incluye términos autoregresivos de mayor orden, $AR(z)$, de los términos en cada uno de los tres modelos alternativos. Por lo tanto tenemos:

$$[8] \quad \Delta X_t = gX_{t-1} + \sum_{i=1}^z d_i \Delta X_{t-1} + \mu_t$$

$$[9] \quad \Delta X_t = \alpha_0 + gX_{t-1} + \sum_{i=1}^z d_i \Delta X_{t-1} + \mu_t$$

$$[10] \quad \Delta X_t = \alpha_0 + gX_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^z d_i \Delta X_{t-1} + \mu_t$$

La diferencia en las tres regresiones se debe a la presencia de los elementos determinísticos: α_0 y $\alpha_1 t$.

El parámetro del interés en todas las ecuaciones de regresión es, nuevamente g . Si $g = 0$, la serie contiene una raíz unitaria. La prueba implica, entonces, estimar una de las ecuaciones [7], [8] ó [9] usando MCO con el fin de obtener el valor estimado de g y su correspondiente error estándar asociado.

Comparando la t estadístico resultante con el valor apropiado reportado en las tablas de Dickey-Fuller le permitirá al investigador determinar si acepta o rechaza la hipótesis nula.

Considerando el caso de que ambas series, X_t y Y_t , son integradas de orden d $[I(d)]$. En general una combinación entre ambas series debería ser igualmente integrada de orden d $[I(d)]$. Sin embargo si existe un vector β , tal que los residuos de la regresión $(\mu_t = y_t - \beta X_t)$ son de un integradas de un orden inferior, $I(d - b)$, donde $b > 0$. Engle y Granger (1987) definen a X_t y Y_t como cointegradas de orden (d, b) . Cuando este sea el caso, podemos estar seguros que cualquier correlación a lo largo del tiempo entre las variables X_t y Y_t no será espuria. Ya que si las variables están cointegradas, entonces los MCO producirán estimadores superconsistentes para los parámetros de cointegración α y β , respectivamente.

Apéndice 2 – Contrastes de Raíz Unitaria

Tabla 2
Contraste de Raíz Unitaria

Dickey- Fuller Aumentado
Variables en Niveles

<i>País</i>	<i>k</i>	<i>exportaciones¹</i>	<i>k</i>	<i>ingreso²</i>	<i>k</i>	<i>precio³</i>
Argentina	0	0.654	0	0.725	0	0.400
Bolivia	1	0.091	1	0.066	0	0.728
Chile	1	0.082	2	0.796	1	0.326
Colombia	0	0.682	8	0.618	1	0.257
Paraguay	1	0.072	0	0.116	6	0.128

Notas:

El resultado muestra el *p-value* de Mackinnon

1\Exportaciones de Bienes

2\ Producto Interno Bruto ponderado por destino de exportaciones

3\ Tipo de Cambio Real

k\ Número de rezagos utilizados siguiendo criterio de Schwarz

Tabla 3
Contraste de Raíz Unitaria

Dickey- Fuller Aumentado
 Variables en Diferencias

<i>País</i>	<i>k</i>	<i>exportaciones¹</i>	<i>k</i>	<i>ingreso²</i>	<i>k</i>	<i>precio³</i>
Argentina	0	0.000	0	0.000	0	0.001
Bolivia	1	0.029	1	0.000	0	0.000
Chile	0	0.000	9	0.000	0	0.003
Colombia	0	0.004	7	0.018	0	0.077
Paraguay	1	0.026	1	0.000	0	0.000

Notas:

El resultado muestra el *p-value* de Mackinnon

1\Exportaciones de Bienes

2\ Producto Interno Bruto ponderado por destino de exportaciones

3\ Tipo de Cambio Real

k\ Número de rezagos utilizados siguiendo criterio de Schwarz

Apéndice 3 - Contrastes de Cointegración de Johansen

Argentina

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: LNEXPORTS90 LSGDPX LTCR

Exogenous series: D1

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.625089	51.53684	42.44	48.45
At most 1	0.316247	19.16165	25.32	30.45
At most 2	0.181676	6.616403	12.25	16.26

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 47.82340

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LNEXPORTS90	LSGDPX	LTCR	@TREND(71)
1.000000	3.939258	-2.489284	-0.112050
	(1.60447)	(0.46085)	(0.03555)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LNEXPORTS90)	-0.193133
	(0.05406)
D(LSGDPX)	-0.040399
	(0.01865)
D(LTCR)	0.249441
	(0.05231)

Bolivia

Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LNEEXPORTS90 LSGDPX LTCR
 Exogenous series: D1
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.611172	44.23065	29.68	35.65
At most 1	0.267216	13.05829	15.41	20.04
At most 2	0.081306	2.798458	3.76	6.65

() denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 69.83498

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LNEEXPORTS90	LSGDPX	LTCR
1.000000	-31.22625 (5.92004)	11.38601 (4.62462)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LNEEXPORTS90)	0.001481 (0.00728)
D(LSGDPX)	0.018648 (0.00397)
D(LTCR)	0.005356 (0.00481)

Chile

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LNEXPORTS90 LSGDPX LTCR

Exogenous series: D1

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.484601	34.35506	29.68	35.65
At most 1	0.272167	12.48219	15.41	20.04
At most 2	0.058767	1.998613	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Trace test indicates no cointegration at the 1% level

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 79.67926

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LNEXPORTS90	LSGDPX	LTCR
1.000000	-11.73318	3.707768
	(1.76942)	(1.09693)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LNEXPORTS90	-0.029689
)	(0.04652)
D(LSGDPX)	0.030732
	(0.00712)
D(LTCR)	-0.016375
	(0.02369)

Colombia

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: LNEXPORTS90 LSGDPX LTCR

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.518097	44.72126	42.44	48.45
At most 1	0.339132	20.63086	25.32	30.45
At most 2	0.190206	6.962206	12.25	16.26

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Trace test indicates no cointegration at the 1% level

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	109.8748
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LNEXPORTS90	LSGDPX	LTCR
1.000000	-1.347124	-0.872792
	(1.21260)	(1.37394)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LNEXPORTS90	-0.125017
)	(0.03365)
D(LSGDPX)	0.006399
	(0.01753)
D(LTCR)	0.021981
	(0.01655)

Paraguay

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: LNEXPORTS90 LSGDPX LTCR

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.605827	50.52032	42.44	48.45
At most 1	0.319165	19.79845	25.32	30.45
At most 2	0.193877	7.112109	12.25	16.26

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 53.69500

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LNEXPORTS90	LSGDPX	LTCR
1.000000	8.654543	-0.657400
	(2.28920)	(0.99310)

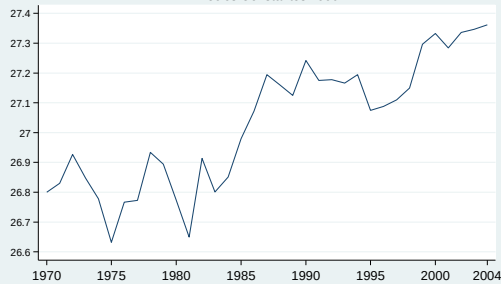
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LNEXPORTS90	-0.048712
)	(0.02843)
D(LSGDPX)	-0.040458
	(0.01709)
D(LTCR)	-0.007988
	(0.01914)

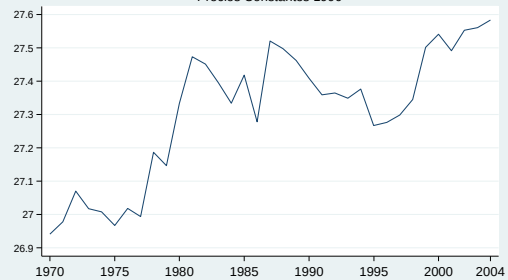
Apéndice 4 - Series

ARGENTINA

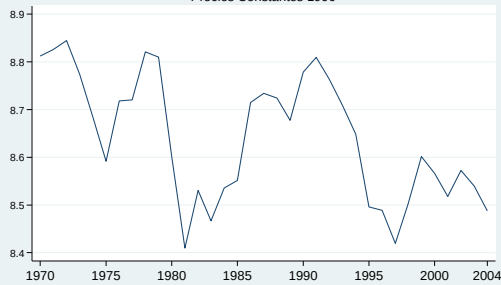
Logaritmo del PIB menos Exportaciones de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



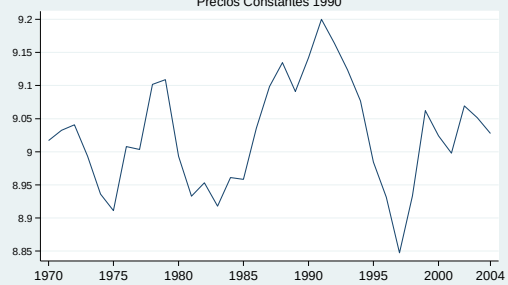
Logaritmo del PIB de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



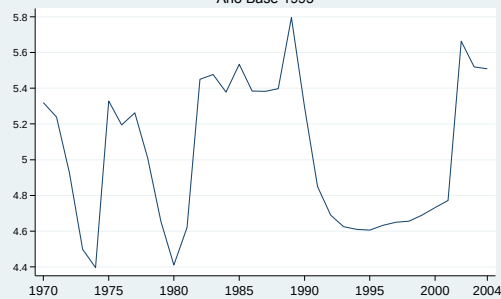
Logaritmo del PIB menos Exportaciones Per Capita de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



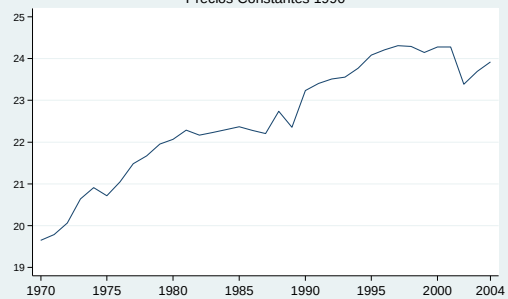
Logaritmo del PIB Per Capita de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



Logaritmo del Tipo de Cambio Real
Año Base 1995



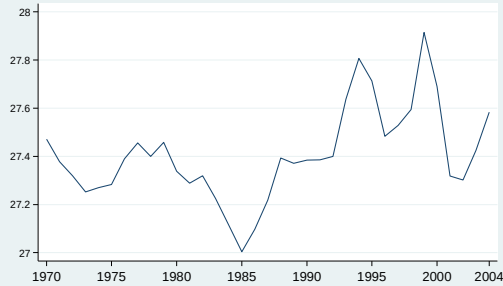
Logaritmo de las Exportaciones - Bienes
Precios Constantes 1990



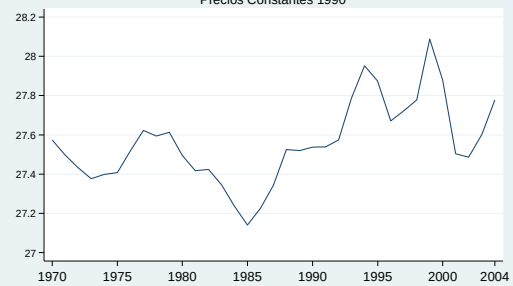
Fuentes: UNSTAT, CEPAL y Cálculos Propios

BOLIVIA

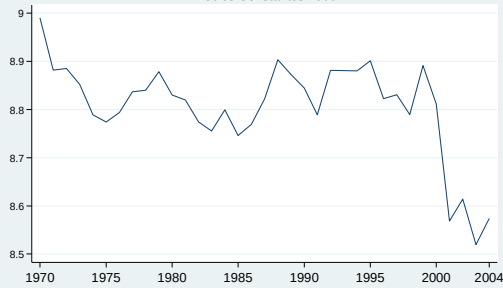
Logaritmo del PIB menos Exportaciones de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



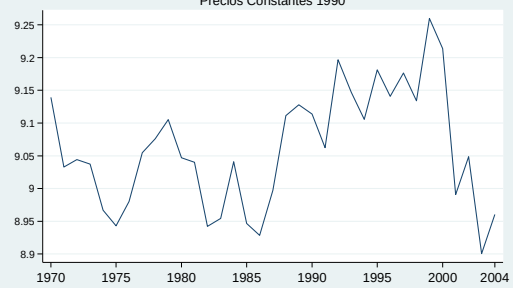
Logaritmo del PIB de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



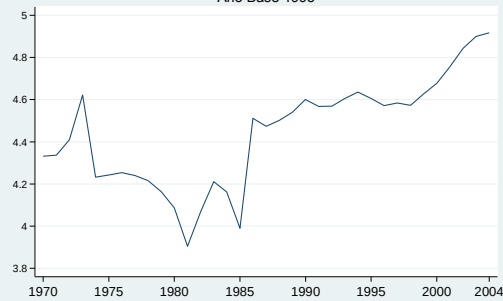
Logaritmo del PIB menos Exportaciones Per Capita de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



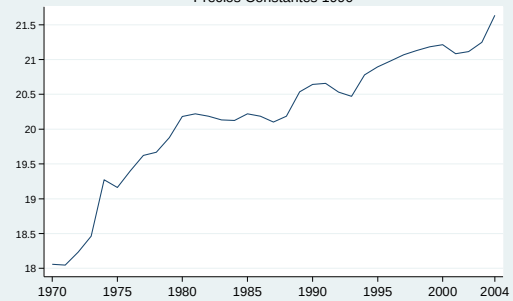
Logaritmo del PIB Per Capita de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



Logaritmo del Tipo de Cambio Real
Año Base 1995



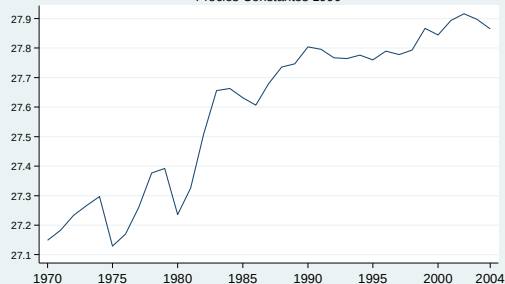
Logaritmo de las Exportaciones - Bienes
Precios Constantes 1990



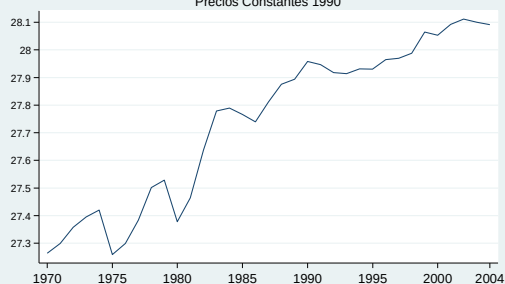
Fuentes: UNSTAT, CEPAL y Cálculos Propios

CHILE

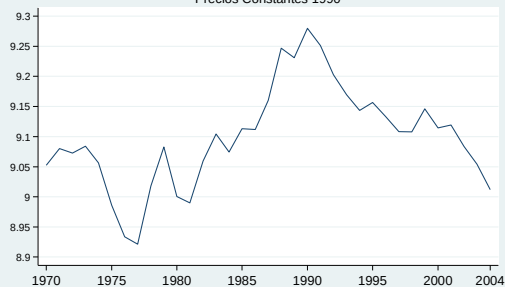
Logaritmo del PIB menos Exportaciones de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



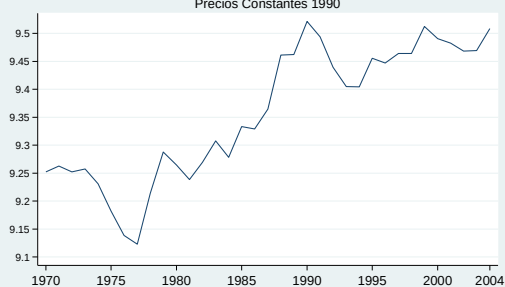
Logaritmo del PIB de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



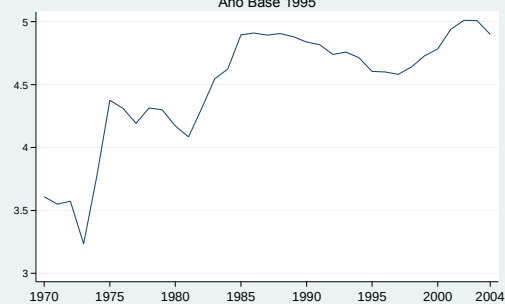
Logaritmo del PIB menos Exportaciones Per Capita de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



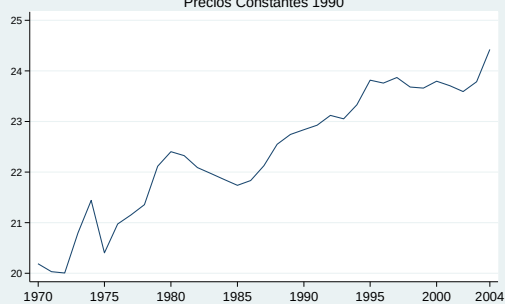
Logaritmo del PIB Per Capita de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



Logaritmo del Tipo de Cambio Real
Año Base 1995



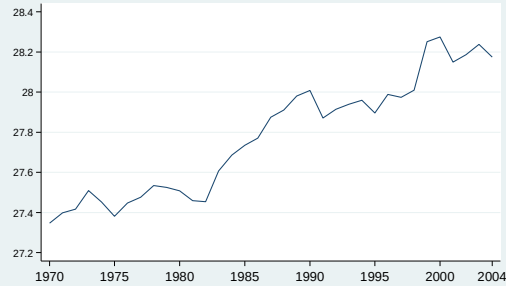
Logaritmo de las Exportaciones - Bienes
Precios Constantes 1990



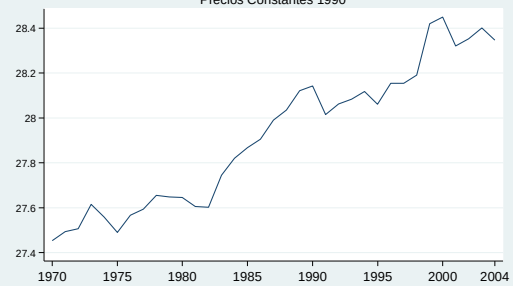
Fuentes: UNSTAT, CEPAL y Cálculos Propios

COLOMBIA

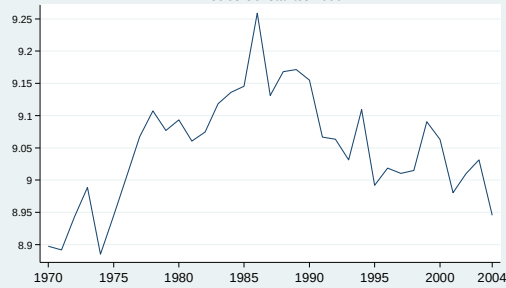
Logaritmo del PIB menos Exportaciones de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



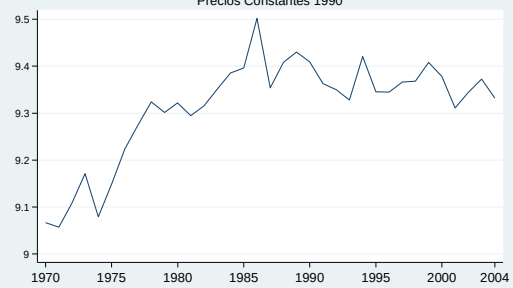
Logaritmo del PIB de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



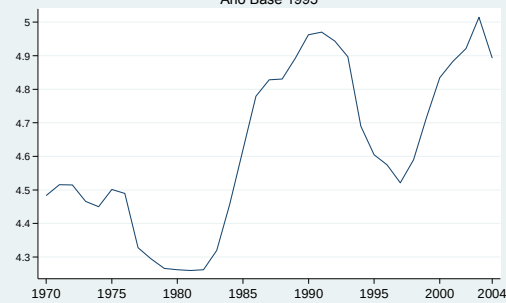
Logaritmo del PIB menos Exportaciones Per Capita de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



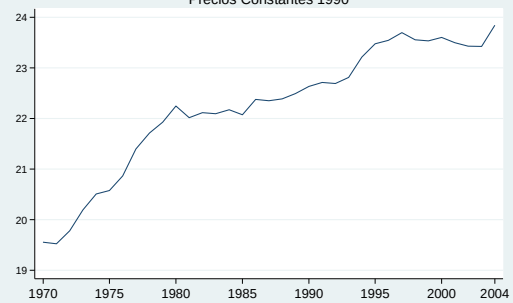
Logaritmo del PIB Per Capita de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



Logaritmo del Tipo de Cambio Real
Año Base 1995



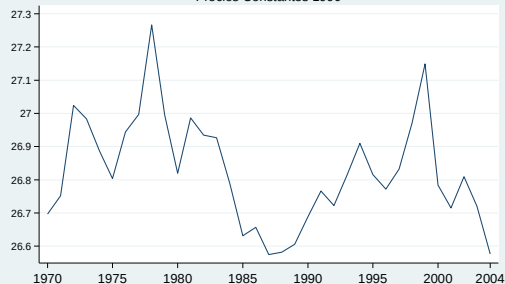
Logaritmo de las Exportaciones - Bienes
Precios Constantes 1990



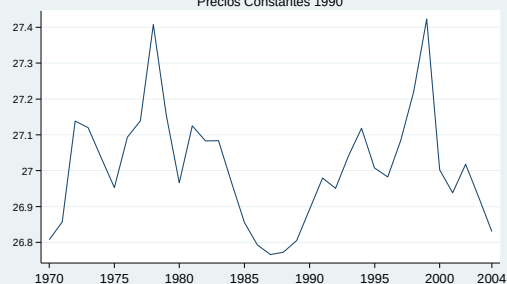
Fuentes: UNSTAT, CEPAL y Cálculos Propios

PARAGUAY

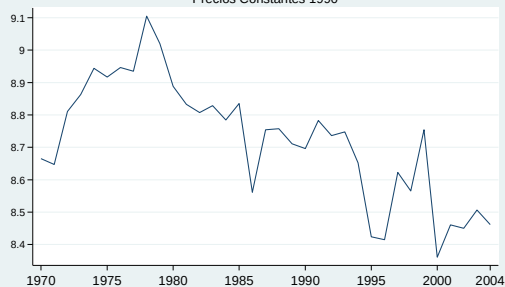
Logaritmo del PIB menos Exportaciones de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



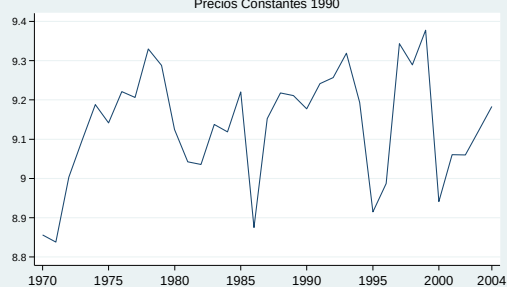
Logaritmo del PIB de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



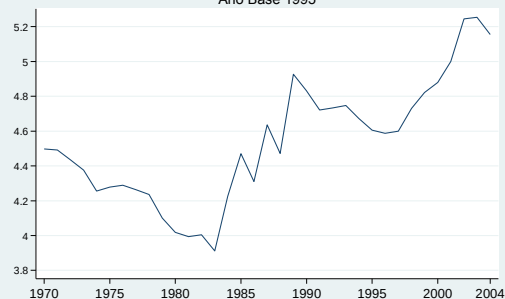
Logaritmo del PIB menos Exportaciones Per Capita de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



Logaritmo del PIB Per Capita de los Socios Comerciales
Ponderado por destino de Exportaciones
Precios Constantes 1990



Logaritmo del Tipo de Cambio Real
Año Base 1995



Logaritmo de las Exportaciones - Bienes
Precios Constantes 1990



Fuentes: UNSTAT, CEPAL y Cálculos Propios