



UNIVERSIDAD NACIONAL DEL SUR

TESIS DE DOCTOR EN ECONOMÍA

**EXPORTACIONES A CHINA Y
CRECIMIENTO ECONÓMICO EN AMÉRICA LATINA**

SOLEDAD FEAL ZUBIMENDI

BAHÍA BLANCA

ARGENTINA

2015

PREFACIO

Esta Tesis se presenta como parte de los requisitos para optar al grado Académico de Doctor en Economía de la Universidad Nacional del Sur, y no ha sido presentada previamente para la obtención de otro título en esta Universidad u otra. La misma contiene los resultados obtenidos en investigaciones llevadas a cabo en el ámbito del Departamento de Economía durante el período comprendido entre el 26 de Junio de 2007 y el 17 de Marzo de 2015, bajo la dirección del Doctor Carlos Dabús.

Soledad Feal Zubimendi

UNIVERSIDAD NACIONAL DEL SUR
Secretaría General de Posgrado y Educación Continua

La presente tesis ha sido aprobada el 19/06/2015,

mereciendo la calificación de 10 (diez).

A mamá, papá y Toto

A Agu

AGRADECIMIENTOS

Al Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), por el financiamiento de mis estudios de doctorado.

Al Departamento de Economía de la Universidad Nacional del Sur, por brindar el apoyo y los medios necesarios para desarrollar mi actividad académica.

A mi director, Dr. Carlos Dabús, por su colaboración a lo largo del proceso de elaboración de esta tesis.

A mis compañeros de doctorado, profesores y colegas de distintas instituciones, quienes de una u otra manera contribuyeron con su apoyo académico.

A mis amigos becarios y doctorandos, quienes más allá de la rama de estudio me acompañaron en este proceso.

A mi familia y amigos, por alentarme hasta el final.

A Agu, por su infinita paciencia.

RESUMEN

El crecimiento de las exportaciones a China desde los países de América Latina ha despertado el interrogante sobre el efecto que las mismas pueden tener en el crecimiento a largo plazo de la región. Si bien exportar más a China promueve el aprovechamiento de economías de escala y especialización, también conduce a una mayor primarización del patrón exportador, profundizando los problemas derivados de la “maldición de los recursos naturales” y la “enfermedad holandesa.” No obstante, no hay hasta el momento trabajos empíricos que verifiquen si exportar a China es negativo para el crecimiento a largo plazo de los países latinoamericanos.

Es por tal motivo que el objetivo de esta tesis consiste en estudiar econométricamente si existe una relación causal entre exportaciones a China y crecimiento en América Latina, distinguiendo entre el corto y largo plazo, y cuál es la magnitud de la misma. A tal fin, se tomó una muestra de quince países latinoamericanos entre 1991 y 2013, y se aplicaron técnicas de paneles heterogéneos no estacionarios. Dado que los países de América del Sur son los que presentan ventajas comparativas complementarias a las de China y una relación comercial más intensa, se analiza una submuestra de ocho países sudamericanos entre 1983 y 2013 a fin de comprobar si el efecto para este grupo es distinto. Asimismo, dado que la relación entre exportaciones a China y crecimiento en América Latina puede haber tomado mayor dinamismo en los últimos años, y a que las características del patrón exportador impactan en el efecto sobre el crecimiento, se considera también la existencia de una relación no lineal entre ambas variables.

Si bien los resultados son sensibles al modelo y metodología empleadas, en términos generales las exportaciones a China y el producto, tanto exportable como no exportable, mantienen una relación estable a largo plazo, sin evidencia de que haya un quiebre estructural. A su vez, la evidencia sugiere que existe una relación de causalidad bidireccional entre exportaciones a China y crecimiento, tanto a corto como largo plazo. Al mismo tiempo, se da una relación de causalidad desde dichas exportaciones hacia las ventas realizadas por América Latina al resto del mundo. Por un lado, a corto plazo las exportaciones a China impactan negativamente en el crecimiento. Por otro lado, del análisis de la elasticidad a largo plazo se deriva que una vez controlados los shocks externos comunes a todos los países, las exportaciones a China no tendrían un efecto directo en la región, aunque se encuentra evidencia de que podrían impactar indirectamente de manera negativa a través de la primarización del patrón exportador. Además, las características de la canasta exportadora a China no condicionan el efecto sobre el crecimiento, a excepción del grado de concentración, que tiene un efecto positivo. Por último, a partir del mayor comercio bilateral el producto de

los países latinoamericanos podría estar volviéndose más sensible a las exportaciones hacia China y su estructura.

En síntesis, no se verifica que las exportaciones a China impacten negativamente en el crecimiento a largo plazo de América Latina, aunque tampoco hay evidencia robusta de crecimiento liderado por exportaciones a China. Esto podría deberse a que las pérdidas derivadas de la primarización de la canasta exportadora se compensan con las ganancias obtenidas por el aprovechamiento de economías de escala.

ABSTRACT

The substantial increase of Latin America's exports to China has cast doubts on the impact they may have on Latin American countries' growth in the long term. Although countries in Latin America benefit from expanding exports and taking advantage of scale economies, exports to China may also deepen countries' trade specialization towards commodities, leading to the problems related to the "natural resources curse" and "Dutch Disease." However, there is no empirical evidence so far showing whether exporting to China is positive or negative for development in Latin America.

As a result, the aim of this dissertation is to examine whether there is a causal relationship between exports to China and growth in Latin America, both in the short and long-run, as well as its sign and significance. To this end, I use a sample of 15 Latin American countries between 1991 and 2013, and non-stationary methods in heterogeneous panels. Since trade linkages between countries in South America and China are unique due to the complementarities of their resource endowments and relative advantages, I also use a subsample of 8 South American countries between 1983 and 2013 in order to study if the impact of exporting to China on these countries' growth is different. Moreover, I analyze if there are nonlinearities in the relationship between exports to China and growth in Latin America.

In spite of not being completely robust, the results of this dissertation suggest that exports to China and both, export and non-export output in Latin America, do have a stable relation in the long term, without strong evidence in favor of a structural break. Furthermore, there is a bidirectional causal relationship between exports to China and growth, both in the short and long-run, and exports to China do causally lead to changes in exports to the rest of the world. While in the short term larger exports to China cause lower output in Latin America, in the long term there is no a significant effect on growth after controlling for cross-sectional dependence. Nevertheless, the results suggest that exports to China may lead to deepen trade specialization towards primary goods. Moreover, the trade pattern of the flows to China is not related to the effect on growth, except export's concentration which is positively related to Latin America's output elasticity with respect to exports to China. Finally, there is some evidence suggesting that exports to China and their pattern are becoming more relevant for Latin American countries' growth since 2000.

In brief, exports to China do not have a negative impact on Latin American countries' growth but there is no evidence in favor of "exports to China-led-growth" either. Even though exporting to China may deepen the "commodification" process in Latin America, they also provide benefits, such as those from scale economies, which may compensate the negative effects.

ÍNDICE

<i>Capítulo I: Introducción</i>	1
<i>Capítulo II: Exportaciones y crecimiento económico: fundamentos teóricos y empíricos</i>	7
II.1. Crecimiento liderado por exportaciones	8
II.2. Estructura de la canasta exportadora y crecimiento	13
II.2.1. Composición de las exportaciones	13
II.2.2. Diversificación de las exportaciones	18
II.3. Socios comerciales y crecimiento económico	22
II.3.1. Destino de exportación y estructura de la canasta exportadora	23
II.3.2. Características de los socios comerciales	26
II.4. Consideraciones finales	29
<i>Capítulo III: Exportaciones a China y crecimiento económico</i>	30
III.1. Evidencia empírica previa sobre el impacto de exportar a China en el crecimiento de los países en desarrollo	31
III.2. Exportaciones a China y crecimiento económico en América Latina	34
III.2.1. Hechos estilizados de las exportaciones de América Latina a China	34
III.2.2. Canales de influencia de las exportaciones a China en el crecimiento de América Latina	44
III.2.3. Anexo: cuadros y gráficos	48
III.3. Consideraciones finales	62
<i>Capítulo IV: Análisis empírico del impacto de las exportaciones a China en el crecimiento de América Latina</i>	64
IV.1. Especificación empírica, metodología y datos	66
IV.1.1. Modelo empírico	66
IV.1.2. Metodología	72
IV.1.2.1. Análisis de raíz unitaria	75
IV.1.2.2. Análisis de cointegración	78
IV.1.2.3. Análisis de causalidad a corto y largo plazo	80

IV.1.2.4.	Estimación de la elasticidad a largo plazo	89
IV.1.2.5.	Análisis no lineal	91
IV.1.2.5.1.	Quiebre estructural	91
IV.1.2.5.2.	Condicionantes de la elasticidad a largo plazo	93
IV.1.3.	Datos y muestra	95
IV.1.4.	Anexo: estadísticas descriptivas	98
IV.2.	Resultados del análisis empírico	101
IV.2.1.	Raíz unitaria	101
IV.2.2.	Cointegración	102
IV.2.3.	Causalidad a corto y largo plazo	104
IV.2.4.	Elasticidad a largo plazo	108
IV.2.5.	Análisis no lineal	112
IV.2.5.1.	Quiebre estructural	112
IV.2.5.2.	Condicionantes de la elasticidad a largo plazo	114
IV.2.6.	Anexo: Cuadros de resultados	117
IV.3.	Consideraciones finales	151
 <i>Capítulo V: Conclusión</i>		154
 <i>Capítulo VI: Referencias bibliográficas</i>		165

CAPÍTULO I. INTRODUCCIÓN

El intercambio comercial entre países en desarrollo ha crecido notablemente en las últimas décadas, modificando de manera sustancial la fisonomía del comercio internacional. El rápido crecimiento económico experimentado por las economías emergentes conocidas como BRICS (Brasil, Rusia, India, China y Sudáfrica), sumado a la entrada de nuevas economías al comercio internacional, ha generado cambios en la estructura comercial de muchos países (Amador et al., 2007). De particular interés resulta el caso de China, ya que desde su adhesión a la Organización Mundial del Comercio (OMC) a principios de siglo ha experimentado un crecimiento exponencial de su participación en el comercio internacional, con los consecuentes efectos, tanto directos como indirectos, que esto tiene en el resto de las economías (Blázquez-Lidoy et al., 2006; BID, 2010a). La mayor demanda china ha impulsado no sólo las exportaciones de muchos países sino que también ha sido el motor del crecimiento de los precios internacionales de un gran número de materias primas, especialmente aquellas en las que China es menos abundante relativamente (Devlin et al., 2007; Jenkins, 2012; Rosales y Kuwayama, 2012).

Las exportaciones a China desde otros países en desarrollo, como los países de África y América Latina, han crecido significativamente durante las últimas décadas, y lo han hecho a tasas mayores que los flujos a otros destinos de exportación. En el caso de América Latina, la evolución de las exportaciones a China ha sido tal que en la actualidad está entre los tres primeros destinos de exportación de muchos países de la región, especialmente de América del Sur, desplazando incluso en algunos casos a socios tradicionales como Estados Unidos. Esto es de gran relevancia ya que hasta hace dos décadas el comercio con China era insignificante para la mayoría de los países latinoamericanos. El bajo volumen de comercio inicial junto a la complementariedad de las dotaciones de recursos y ventajas comparativas entre ambas regiones explican este dinamismo (Mesquita Moreira, 2007; Jenkins, 2012). De la mano de este incremento del comercio bilateral entre los países de América Latina y China ha surgido el interrogante sobre los efectos que las exportaciones latinoamericanas hacia este país puedan tener sobre el crecimiento a largo plazo de los países de la región, lo que ha dado lugar al surgimiento de una literatura incipiente sobre el tema.

La evidencia hasta el momento muestra que la correlación entre los productos de América Latina y China ha ido en aumento en detrimento del comovimiento con otros países desarrollados, siendo el principal canal de transmisión los flujos de comercio bilateral (Calderón, 2009; De la Torre, 2011; Cesa-Bianchi et al., 2012; Winkelried y Saldarriaga, 2013). De hecho, Lederman et al. (2007) y BID (2010b) muestran que un gran número de países latinoamericanos, particularmente de América del Sur, se ha beneficiado de la mayor

demanda de China, lo que se ve reflejado en la creciente elasticidad de las exportaciones desde la región a China con respecto al crecimiento económico chino.

Las mayores exportaciones a China favorecen la expansión del sector exportador en América Latina, al mismo tiempo que permiten explotar las ganancias relacionadas a las economías de escala y especialización (Devlin et al., 2007; Adams-Kim y Lim, 2011). Particularmente para aquellos países que enfrentan mayores obstáculos para acceder a mercados más desarrollados o sofisticados, por ejemplo por no poder cumplir con requerimientos de estándares y calidad, el mercado chino representa una fuente de demanda crucial (Kaplinsky et al., 2010). Además, las exportaciones a China han probado ser una fuente de recursos fiscales sustancial para varios países latinoamericanos (Sinnot et al., 2010).

No obstante, las características del patrón exportador a China han generado dudas sobre el efecto del mayor comercio con este país en el crecimiento a largo plazo de América Latina. La hipótesis de crecimiento liderado por exportaciones (ELG) sostiene que el impacto de las exportaciones sobre el crecimiento no es incondicional, sino que está sujeto a las características de los bienes exportados, tales como composición, diversificación y destinos de exportación, entre otros factores (Amable, 2000; Crespo Cuaresma y Würz, 2005; Aditya y Acharyya, 2012). De esto depende que las ganancias mencionadas se trasladen también a ganancias de productividad en el largo plazo, y no representen sólo beneficios en el corto o mediano plazo.

La economía china es complementaria a la de los países de América del Sur porque es abundante en trabajo y escasa en recursos naturales (BID, 2010a). Consecuentemente, las exportaciones de América Latina a China se concentran en productos basados en el uso intensivo de recursos naturales, como minerales, petróleo y productos agrícolas (Jenkins, et al., 2008; Paus, 2009; BID, 2010a; Ferchen, 2011; Jenkins, 2012). Más aun, el grado de primarización de las exportaciones hacia China es superior al de las exportaciones totales y ha ido aumentando a lo largo del tiempo. Si bien no hay evidencia concreta, una línea de la literatura sugiere que las exportaciones a China podrían estar influyendo en la primarización del patrón de especialización de las economías de la región. De hecho, la teoría sobre los determinantes del patrón exportador indica que los socios comerciales juegan un rol clave en la determinación del mismo. Análogamente, exportar a mercados menos sofisticados no propicia la transferencia de tecnología ni incentiva el aumento de la calidad de los productos exportados, independientemente del tipo de bienes de que se trate.

En este contexto, las exportaciones a China podrían ser negativas para el crecimiento a largo plazo de los países de América Latina, no sólo porque no favorecen la transferencia de tecnología y aumento de calidad, sino porque también desplazan recursos de sectores y destinos de exportación más productivos, con más oportunidades de explotar las ganancias derivadas del “learning-by-exporting” y con mayores encadenamientos con el resto de la

economía. Sin embargo, hasta el momento no hay estudios empíricos que evalúen si hay una relación causal en el largo plazo entre exportaciones a China y crecimiento en América Latina, y el signo y la magnitud de la misma. Por lo tanto, un mayor análisis enfocado en este aspecto es necesario. Dado el rol creciente de las exportaciones a China para los países de América Latina, es clave para los gobiernos de la región contar con información acerca de los beneficios y perjuicios de esta relación comercial a fin de favorecer la toma de decisiones futura, especialmente en el área de acuerdos comerciales y de inversión.

Por tal motivo, el objetivo de esta tesis se centra en estudiar, desde el punto de vista econométrico, el efecto de las mayores exportaciones a China en el crecimiento de los países de América Latina, distinguiendo entre el impacto a corto y largo plazo. Concretamente, la hipótesis de trabajo es que las exportaciones a China pueden generar ganancias para los países de la región en el corto plazo derivadas del traslado de la frontera productiva, pero pérdidas a largo plazo ya que no favorecen la transferencia de conocimiento e inducen a una mayor primarización de la canasta exportadora. Por lo tanto, el análisis se basa en comprobar empíricamente si existe una relación estable a largo plazo entre exportaciones a China y producto en los países de América Latina, y si dicha relación implica causalidad entre ambas variables, en el corto y largo plazo. Asimismo, se estima el signo de la elasticidad del producto de los países latinoamericanos con respecto a dichas exportaciones.

Con el objetivo de testear esta hipótesis, en primer lugar se identifican los hechos estilizados en relación a las exportaciones desde los países de América Latina hacia China. En este sentido, se derivan distintos indicadores relacionados a las características del patrón exportador por destino a fin de estudiar su evolución en términos comparados. La identificación de los hechos estilizados es fundamental para explicar los potenciales efectos del comercio con China, y sirve de sustento para el posterior análisis econométrico.

Seguidamente, se plantea un modelo empírico para estimar el efecto de exportar a China sobre el crecimiento de América Latina. Por un lado, se estudia el efecto sobre el producto no exportable a fin de capturar el impacto directo de las exportaciones a China por medio del canal de la productividad asociada a las mismas. Ejemplo de esto es el aprovechamiento de economías de escala y especialización. Por otro lado, se analiza el impacto sobre el producto exportable, es decir, el producto incluyendo las exportaciones al resto del mundo, a fin de captar el efecto a través de la modificación del patrón exportador.

Con el objetivo de estudiar si las exportaciones presentan un efecto diferencial dependiendo de los socios comerciales, se desagregan los flujos según su destino, entre China y el resto del mundo. Además, se incluye la posibilidad de que los países latinoamericanos puedan estar afectados por shocks externos comunes que inciden en los comovimientos de las series de los mismos. Esto permite aislar los factores idiosincráticos de cada economía.

En base a la premisa de que las exportaciones no impactan en el crecimiento incondicionalmente, se pone a prueba la hipótesis de que el impacto de las exportaciones a China en el crecimiento podría ser no lineal por medio de dos enfoques. Por un lado, se considera la existencia de un quiebre estructural en la relación a partir del momento en que los flujos comerciales toman mayor dinamismo. Por otro lado, se estudia si las características del patrón exportador inciden en el efecto que las exportaciones a China pueden tener sobre el crecimiento a largo plazo de los países de América Latina.

El impacto de exportar a China podría no ser homogéneo para todos los países de América Latina. Mientras que los países de América del Sur presentan ventajas comparativas y dotación de recursos complementarias a las de China, se da el caso contrario para los países de América Central y México (Rosales y Kuwayama, 2007; BID, 2010a; Ocampo, 2012; Jenkins, 2012). En consecuencia, son los países de América del Sur los que podrían beneficiarse en mayor medida de la expansión de las exportaciones a China, aunque al mismo tiempo quedan más expuestos a los potenciales efectos negativos de la primarización de la canasta exportadora. Contrariamente, las ganancias del comercio directo con China para México y América Central podrían ser menores como así también las potenciales pérdidas. Por tal motivo, se toma una submuestra de países de América del Sur a fin de corroborar si en los mismos el impacto de las exportaciones a China es distinto.

Dado que la relación entre exportaciones y crecimiento es inherentemente una relación a largo plazo, y las variables de interés resultan no estacionarias en panel, el análisis econométrico se basa en la metodología de paneles heterogéneos no estacionarios, siguiendo la literatura más moderna sobre la comprobación empírica de la hipótesis de ELG. El uso de un marco de cointegración en paneles permite estimar no sólo la magnitud de la elasticidad a largo plazo entre las variables de interés, sino también identificar la dirección de causalidad de dicha relación, así como diferenciar entre los efectos de corto y largo plazo mediante la aplicación de un modelo de corrección de error. Además, el uso de paneles ofrece mayor robustez y eficiencia en la estimación, y permite realizar el análisis aun cuando las series de tiempo para los países individuales no son lo suficientemente extensas (Baltagi, 2008). Esto es así porque el uso de paneles permite extraer información valiosa sobre el modelo económico a estimar ya que la variación en los cortes transversales compensa la falta de series de tiempo más largas (Pedroni y Urbain, 2007).

En breve, esta tesis contribuye al estudio de la relación entre las exportaciones a China y el crecimiento de los países de América Latina de diversas maneras. Por un lado, en este estudio se actualiza y profundiza el análisis de las características de las exportaciones latinoamericanas, comparando destinos de exportación e incorporando indicadores adicionales relacionados al patrón exportador. Por otro lado, se provee evidencia empírica nueva sobre la relación entre exportaciones a China y crecimiento en el corto y largo plazo en los países de

América Latina, a fin de responder al interrogante acerca de si exportar más a este país es positivo o negativo para la región. Este trabajo ofrece evidencia no sólo sobre la existencia de una relación a largo plazo, sino también sobre la dirección de causalidad de la misma y la magnitud de tal efecto, considerando si los países de América del Sur presentan un impacto diferencial. Asimismo, el aporte de esta tesis consiste en dilucidar si existe un quiebre estructural en la relación entre exportaciones a China y crecimiento en América Latina, y si las características de la canasta exportadora condicionan la relación con el crecimiento. Si bien trabajos previos para América Latina estudian los comovimientos a corto plazo entre los productos de los países latinoamericanos y el chino, o la sensibilidad de las exportaciones latinoamericanas al crecimiento chino, no ahondan en esta temática específica.

Desde el punto de vista econométrico, este trabajo presenta varias innovaciones. Por un lado, se considera el efecto tanto sobre el producto exportable y no exportable, al mismo tiempo que se desagregan las exportaciones por destino, entre exportaciones a China y al resto del mundo. Análogamente, se emplean técnicas modernas de paneles heterogéneos no estacionarios que no han sido tan ampliamente aplicadas en la comprobación empírica de la hipótesis de ELG en América Latina. En este sentido, se consideran factores como dependencia transversal en las pruebas de raíz unitaria, cointegración, y en las estimaciones de la elasticidad a largo plazo. Además, se incorpora heterogeneidad en el panel en los distintos pasos del análisis empírico, incluidas las pruebas de causalidad.

Los principales resultados de esta tesis pueden resumirse de la siguiente manera. En líneas generales, se encuentra evidencia de una relación de causalidad bidireccional entre exportaciones a China y crecimiento, tanto en el corto como largo plazo. No obstante, una vez controlados los shocks comunes a todos los países de la región, los flujos a China no contribuyen a explicar el crecimiento a largo plazo de los países latinoamericanos, aunque hay evidencia de que exportar al país asiático podría acelerar el proceso de primarización del patrón de especialización. En otras palabras, no se verifica que las exportaciones a China impacten negativamente en el crecimiento a largo plazo de América Latina, aunque tampoco hay evidencia robusta de crecimiento liderado por exportaciones a China. Esto podría deberse a que, al menos en el mediano plazo, las pérdidas derivadas de la primarización de la canasta exportadora se compensan con las ganancias de las economías de escala.

La tesis está estructurada de la siguiente manera. En el capítulo II se presentan los fundamentos teóricos y empíricos que explican la relación entre exportaciones y crecimiento económico. En primer lugar, se reseñan los principales aportes de la literatura sobre crecimiento liderado por exportaciones. En segundo lugar, se realiza una revisión de la literatura acerca de la interacción entre la estructura de la canasta exportadora y el crecimiento en los países en desarrollo. Atento a las características del patrón exportador a China, el enfoque se centra en la composición y grado de diversificación de las exportaciones.

Finalmente, se presentan los principales argumentos sobre la incidencia de los socios comerciales en la relación entre exportaciones y crecimiento económico. Por un lado, se detallan los canales por los que los destinos de exportación influyen en el patrón exportador. Por otro lado, se analizan las vías por las que las características de los países importadores pueden condicionar el efecto de las exportaciones.

En base a esta revisión, el capítulo III se enfoca en explicar el potencial efecto que las exportaciones a China desde los países en desarrollo podrían tener sobre el crecimiento de estos últimos. Para esto, primero se presenta la evidencia empírica previa sobre el impacto de exportar a China en el crecimiento de otros países no desarrollados, particularmente los países de África, que son los que presentan una relación comercial con China similar a los países latinoamericanos. Luego, se estudia específicamente la relación entre exportaciones a China y crecimiento en América Latina. A tal fin, se exhiben los principales hechos estilizados en relación a las exportaciones desde los países de América Latina hacia China. Esta sección se basa en la elaboración de indicadores que describen diversos aspectos de la canasta exportadora en términos comparativos por destino de exportación. En base a los mismos, y a la literatura que ha surgido sobre las implicancias de la relación económica entre América Latina y China, se detallan los potenciales canales por los que exportar más a China podría impactar en el crecimiento de la región.

Posteriormente, el capítulo IV presenta el estudio econométrico del impacto de las exportaciones a China en el crecimiento económico de los países de América Latina. En primer lugar, se detalla el modelo empírico a estimar y las distintas especificaciones que se asumen para corroborar la hipótesis de trabajo, así como la metodología utilizada. Puntualmente, se describen las herramientas econométricas empleadas para llevar a cabo los análisis de raíz unitaria, cointegración y causalidad en el corto y largo plazo, la estimación de la elasticidad a largo plazo, y el análisis no lineal, distinguiéndose entre la presencia de un quiebre estructural y los condicionantes de la relación. Asimismo, se describen los datos y muestras empleadas. La segunda parte de este capítulo consta de la presentación y discusión de los resultados del análisis econométrico. En relación a esto, se analizan los resultados derivados de las pruebas de raíz unitaria, cointegración y causalidad, así como de la estimación de la elasticidad a largo plazo y del análisis no lineal.

Finalmente, el capítulo V expone las conclusiones generales de la tesis y propone distintas líneas de investigación que quedan abiertas para futuras investigaciones.

**CAPÍTULO II. EXPORTACIONES Y CRECIMIENTO ECONÓMICO:
FUNDAMENTOS TEÓRICOS Y EMPÍRICOS**

Existe consenso en la literatura que las exportaciones no favorecen incondicionalmente el crecimiento económico, sino que por el contrario, hay varios determinantes que inciden en el efecto de las mismas. En este sentido, la existencia de transferencia de tecnología y aumento de la productividad del sector exportador así como de derrames hacia el resto de la economía cumplen un rol clave. Estos factores dependen no sólo del patrón exportador sino también de los destinos de exportación. A su vez, existe una interacción entre socios comerciales y características de las exportaciones. En este capítulo se presentan los principales argumentos que explican el impacto de las exportaciones sobre el crecimiento económico, así como sus condicionantes y el rol que cumple el destino de exportación en la determinación del efecto de las exportaciones en el crecimiento de los países exportadores.

La sección II.1 presenta una reseña sobre la literatura teórica y empírica que explica la hipótesis de crecimiento liderado por exportaciones. La sección II.2 se centra en los principales argumentos sobre cómo la composición y el grado de diversificación de la canasta exportadora condicionan el efecto de las exportaciones sobre el crecimiento a largo plazo. La sección II.3 analiza el rol de los socios comerciales en la relación entre exportaciones y crecimiento, centrándose en la determinación de la estructura exportadora y el efecto de las características de los importadores en la transmisión de conocimiento. Por último, se presentan las conclusiones del capítulo.

II.1. Crecimiento Liderado por Exportaciones

La relación entre exportaciones y crecimiento económico ha sido ampliamente estudiada en la literatura económica. Desde el punto de vista teórico, las exportaciones ofrecen ganancias estáticas y dinámicas sobre el crecimiento, entendiéndose por ganancia estática al aumento del nivel de producto, mientras que por dinámica al incremento de la tasa de crecimiento.

Por un lado, las ganancias estáticas surgen porque las exportaciones son parte del producto bruto interno (PBI) por definición. Cambios en las exportaciones conducen directamente a cambios en el producto simplemente por la definición de la ecuación de contabilidad económica (Little et al., 1970; Krueger, 1978; Balassa, 1978, 1985; Singer y Gray, 1988; Greenaway y Sapsford, 1994; Greenway et al., 1999). El crecimiento derivado de la redistribución de recursos traslada la frontera productiva por única vez a causa del aumento del consumo y la producción, sin tener implicancias necesariamente sobre la tasa de crecimiento a largo plazo.

Por otro lado, las ganancias dinámicas son aquellas que generan un incremento de la productividad y la tasa de inversión, y por lo tanto aumentan la tasa de crecimiento a largo plazo (Thirlwall, 2000). Entre las ganancias dinámicas se encuentran la ampliación del tamaño de mercado, el estímulo a la competencia, la diseminación del conocimiento, y la acumulación de capital físico y humano. La hipótesis que establece que las exportaciones contribuyen de manera positiva y significativa al crecimiento económico a largo plazo a través del incremento de la productividad se conoce como crecimiento liderado por exportaciones o “export-led-growth” (ELG).

Entre los argumentos más comunes a favor de la hipótesis de ELG se encuentran las ganancias en el sector exportable, lo que se conoce como “learning-by-exporting,” y las externalidades en los sectores no exportables, lo que se conoce como efecto arrastre (Amable, 2000; Crespo Cuaresma y Wörz, 2005; Aditya y Acharyya, 2012). La hipótesis de “learning-by-exporting” se refiere al aumento en la productividad de los exportadores que se produce al entrar a los mercados internacionales y exportar más.¹ Esta idea subyace en el modelo de Grossman y Helpman (1991), el cual explica que el mayor comercio internacional lleva a una mayor productividad y crecimiento debido a la transferencia de conocimiento, particularmente por el intercambio de bienes intermedios. De acuerdo a este modelo, el contacto entre exportadores e importadores incrementa el conocimiento en el país exportador. Consecuentemente, la acumulación de conocimiento en un país depende del grado y la extensión de los contactos con el resto del mundo.

¹ La idea de “learning-by-exporting” está estrechamente ligada al concepto de “learning-by-doing” desarrollado originalmente por Arrow (1962).

De esta manera, uno de los canales por los que la productividad se incrementa es la transferencia directa de conocimiento por parte de los importadores, quienes proveen información sobre nuevas tecnologías y diseño de productos, mejores prácticas, etc. (Blalock y Gertler, 2004; López, 2005; Vacek, 2010). Otra de las vías es a través del conocimiento contenido en los insumos suministrados por los importadores. En este sentido, la posibilidad de que existan derrames de conocimiento desde los socios comerciales es un factor determinante para el crecimiento económico a partir de los modelos de crecimiento endógeno (Romer, 1986, 1992; Grossman y Helpman, 1991; Rivera-Batiz y Romer, 1991; Aghion y Howitt, 1992; Barro y Sala-i-Martin, 1995; Coe y Helpman, 1995).

Además, la competencia en los mercados internacionales también contribuye al proceso de “learning-by-exporting” ya que los exportadores pueden aprender de sus competidores. Las ganancias de productividad se dan también por la mayor inversión en actividades como marketing, aumento de calidad, innovación, etc. (de Loecker, 2013).

En segundo lugar, el efecto arrastre se refiere a los efectos que el sector exportador tiene sobre otros sectores, tanto exportables como no exportables. Por un lado, los exportadores generan derrames hacia sectores relacionados, como por ejemplo los que proveen insumos, proveyendo asistencia técnica, tecnología, aumentando los requerimientos de calidad, y transmitiendo el conocimiento adquirido por el intercambio con el resto del mundo (mejores tecnologías, prácticas más eficientes, etc.). Así, se incrementa la productividad de los sectores relacionados al exportador.²

Adicionalmente, las exportaciones tienen externalidades hacia otros sectores potencialmente exportables. Clerides et al. (1998) sostienen que el mayor número de exportadores y el aumento de sus exportaciones incentivan a otros potenciales exportadores a entrar al mercado, incrementando la productividad de la economía. Esta idea está ligada al concepto de costos de descubrimiento introducido por Hausmann y Rodrik (2003). Un innovador de un país en desarrollo que introduce un nuevo bien o variedad, o ingresa a un nuevo mercado, enfrenta altos costos de incertidumbre y de exploración por ser el primero. El hecho de que los pioneros enfrenen estos costos deriva en externalidades positivas para el resto de los innovadores y exportadores ya que tienen el terreno allanado para producir bienes nuevos similares, como señalan Hausmann et al. (2007). En consecuencia, la economía se

² El incremento de las exportaciones también conduce a un aumento en la productividad del trabajo dentro del sector. Ello se debe al proceso de aprendizaje que se deriva de la división del trabajo y mayor especialización asociadas a la ampliación del mercado y economías de escala dinámicas provenientes de la incorporación de progreso técnico y mecanización de las actividades productivas. La expansión del sector exportador acrecienta la demanda de trabajo convirtiéndose en un polo de atracción de trabajadores que se encuentran en situación de subempleo. En dichos sectores se reduce el empleo pero no el producto, aumentando la productividad del trabajo (Thirlwall, 2000).

acerca a su frontera de productividad a medida que más innovadores deciden enfrentar estos costos.

El aumento de la productividad ligado a las exportaciones también tiene lugar a raíz de la mayor concentración de la inversión y utilización de recursos en sectores más eficientes. Así, se amplían las posibilidades de producción de toda la economía en general. Otro de los motivos por los que las exportaciones generan un incremento de la productividad es que los ingresos por las exportaciones permiten financiar importaciones, particularmente de bienes de capital, para ser usados en distintos sectores productivos.

Si bien estos argumentos a favor de las exportaciones como causantes del crecimiento han sido ampliamente difundidos, muchos trabajos han argumentado que podría existir causalidad inversa y autoselección de los exportadores para entrar a los mercados internacionales (Roberts y Tybout, 1997; Love y Chandra, 2005; Reppas y Christopoulos, 2005; Wagner, 2007). Es decir, es el crecimiento económico en los países exportadores el que antecede al crecimiento de las exportaciones, lo que se conoce como exportaciones lideradas por crecimiento o “growth-led-export” (GLE). En vez de experimentar el efecto de “learning-by-exporting,” los exportadores experimentan el efecto denominado “learning-to-export” o autoselección exportadora (Álvarez y López, 2005; Iacovone y Javorick, 2010). La causalidad inversa se da porque mayores ingresos permiten invertir en nuevas tecnologías, mejoras de calidad, etc., que son prerequisite para acceder a los mercados internacionales. Quienes apoyan esta teoría afirman que las firmas que quieren exportar necesitan primero incrementar su productividad, para lo que se requiere mayor inversión. De hecho, muchas empresas producen bienes de mayor calidad para los mercados internacionales en comparación al mercado interno. A su vez, los exportadores experimentan un aumento del gasto en innovación y desarrollo (I&D) para reducir costos y aumentar la calidad, para lo cual es necesario primero haber alcanzado cierto grado de desarrollo (Girma et al., 2004).

También es posible que exista una relación bidireccional entre exportaciones y crecimiento. Por un lado, el aumento de las exportaciones fomenta la especialización, economías de escala y productividad potenciando el crecimiento. A su vez, el mayor crecimiento permite expandir las exportaciones ya que favorece la inversión en I&D y el progreso técnico (Helpman y Krugman, 1985; Bhagwati, 1988; Bahmani-Oskooee et al., 1991).

Desde el punto de vista empírico los resultados sobre la magnitud y dirección de la relación entre exportaciones y crecimiento tampoco son concluyentes. Giles y Williams (2000a, b) realizan una vasta revisión de la literatura empírica sobre la hipótesis de ELG considerando 150 estudios publicados entre 1963 y 1999, y encuentran que los resultados son sensibles a la metodología y muestras empleadas. Gutiérrez de Piñeres y Cantavella-Jorda (2007) llegan a conclusiones similares para el caso de América Latina. Estos autores muestran

que los resultados no sólo son sensibles a la metodología y series empleadas, sino también a las bases de datos de las cuales se toma la información.

Los primeros trabajos que evalúan empíricamente la hipótesis de ELG analizaban principalmente los coeficientes de correlación entre exportaciones y producto (por ejemplo, Michaely, 1977). En general, estos estudios tendían a confirmar la hipótesis de ELG dado que las exportaciones son parte del PBI por simple contabilidad económica. Otros estudios partían de la función de producción clásica, tomando una muestra de corte transversal y empleando una regresión simple entre la tasa de crecimiento del PBI y de las exportaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), agregando variables de control como capital, trabajo, etc. (por ejemplo Tyler, 1981; Feder 1983; Balassa, 1984; Findlay, 1984; Krueger, 1985; Ram, 1987; Moschos, 1989; Salvatore y Hatcher, 1989; Park y Prime, 1997). En estos casos, un coeficiente positivo era interpretado como evidencia a favor de la hipótesis de ELG. No obstante, estos estudios presentaban problemas econométricos como colinealidad y heterocedasticidad, los que derivan en regresiones espurias.

Ante este escenario, surgieron estudios de causalidad de series de tiempo basados en Granger (1969). Los trabajos basados en técnicas de series de tiempo (por ejemplo Bahmani-Oskooee y Alse, 1993; Xu, 1996; Love y Chandra, 2005; Maneschiold, 2008; Omisakin et al, 2009) presentaban diversos problemas ya que, como señala Awokuse (2003), en general el número de años disponibles era chico y las técnicas de series de tiempo no son buenas ante muestras pequeñas. Por otro lado, los resultados son sensibles a la especificación del modelo a estimar tales como número de rezagos, período de estimación, base de datos, etc. En consecuencia, los resultados de estos trabajos son mixtos.

Por otro lado, el test de causalidad de Granger requiere que las series sean estacionarias y estén cointegradas. Si las series son no estacionarias y se aplica MCO, se obtienen regresiones espurias, donde los estimadores no son consistentes y las propiedades de inferencia no se mantienen.³ Ante la posibilidad de que las series sean no estacionarias surge entonces la necesidad de aplicar pruebas de raíz unitaria y de cointegración. Si se comprueba la hipótesis de cointegración, se establece que las exportaciones y el crecimiento tienen una relación a largo plazo. Entre los estudios que aplican estas técnicas se encuentran Ahmad y Harnhirun (1995), Thornton (1996, 1997), Nain y Ahmad (2010) y Pistoresi y Rinaldi (2012).

No obstante, con esta nueva metodología hay menos evidencia confirmando la hipótesis de ELG. Una de las explicaciones es que los estudios para países individuales tienen un número acotado de observaciones dado que los datos anuales tienen como máximo una extensión de aproximadamente 50 años, y las pruebas de raíz unitaria y de cointegración tienen

³ La no estacionariedad altera las características asintóticas de la distribución de los estimadores por MCO, lo que deriva en estadísticos sin la distribución asintótica deseada. Por ejemplo, el estadístico t estándar tiende a rechazar la hipótesis de que no existe una relación más frecuentemente.

bajo poder en muestras chicas (Campbell y Perron, 1991). Alternativamente, algunos estudios emplean datos mensuales o trimestrales para incrementar el número de observaciones, lo que resulta cuestionable ya que más allá del número de observaciones lo que es relevante para estos tests es el período de tiempo en cuestión (Perron, 1991).

Consecuentemente, el uso de técnicas de paneles no estacionarios provee más beneficios para testear la hipótesis de ELG que las técnicas de serie de tiempo. Como señala Baltagi (2008), el uso de datos de panel ofrece menos colinealidad entre las variables, más grados de libertad, y mayor información, variabilidad y eficiencia en la estimación. Sin embargo, los resultados en base a esta metodología también presentan resultados encontrados. Mientras que los trabajos de Kónya (2006), CEPAL (2007), Chandra Parida y Sahoo (2007) y Emirmahmutoglu y Kose (2011) confirman la hipótesis de ELG en panel, Bahmani-Oskooee et al. (2005), Reppas y Christopoulos (2005) y Jun (2013) encuentran evidencia a favor de la hipótesis de GLE. Al mismo tiempo, Hsiao y Hsiao (2006) y Nasreen (2011) concluyen que la relación causal entre exportaciones y crecimiento es bidireccional. Más aun, los trabajos de Tekin (2012) y Dreger y Herzer (2013) encuentran que las exportaciones no resultan significativas para explicar el crecimiento de los países exportadores. Estas diferencias se deben en gran medida a las técnicas empleadas, así como a las distintas muestras y variables consideradas.

La falta de comprobación empírica de la hipótesis de ELG puede deberse a que la misma es válida solamente para exportaciones de determinados productos, y que no puede ser generalizada para cualquier tipo de exportaciones. Es decir, los efectos positivos de las exportaciones sobre el crecimiento no son incondicionales sino que están sujetos a las características de la canasta exportadora, entre otros determinantes (Bensidoun et al., 2001; Dreger y Herzer, 2013). Esto se debe a que la composición y grado de diversificación de las exportaciones, así como las características de los socios comerciales impactan en la existencia de los procesos de “learning-by-exporting” y externalidades a terceros sectores (Arora y Vamvakidis, 2004). De estos factores depende, a su vez, que las exportaciones tengan un efecto sobre el crecimiento económico a largo plazo y no sólo un efecto de nivel por única vez.

De esta manera, en lugar de estudiar el volumen de comercio y su impacto sobre el crecimiento, muchos trabajos se focalizaron en analizar cómo la estructura y el destino de las exportaciones afectan la tasa de crecimiento a largo plazo. La especialización en determinados productos y mercados en contraste con otros parece marcar la diferencia entre el crecimiento económico de algunos países y otros que quedan atrapados en trampas de pobreza (Bensidoun et al., 2001; Redding, 2002; Hausmann et al., 2007). Estos aspectos y su interrelación se describen en las siguientes secciones.

II.2. Estructura de la Canasta Exportadora y Crecimiento

La literatura acerca del impacto de las exportaciones sobre el crecimiento económico concluye que en última instancia el efecto no es incondicional sino que depende de varios factores, entre ellos la estructura de la canasta exportadora, tal como composición y grado de diversificación. Hay amplio consenso en la literatura de que el efecto de las exportaciones sobre el crecimiento está sujeto a que se exporten bienes que faciliten el proceso de “learning-by-exporting” y los derrames hacia el resto de la economía, vías principales por los cuales las ganancias de las exportaciones se canalizan hacia una mayor productividad y crecimiento (Amable, 2000; Crespo Cuaresma y Würz, 2005; Aditya y Acharyya, 2012). Además, hay evidencia de que la diversificación de las exportaciones favorece el derrame de conocimiento y encadenamientos hacia el resto de la economía (Agosin, 1999, 2007; Lederman y Maloney, 2003; Hesse, 2008). A continuación, se describe cómo la composición y grado de diversificación de la canasta exportadora impactan en el crecimiento.

II.2.1. Composición de las Exportaciones

La mayoría de la literatura sobre la estructura exportadora en los países en desarrollo y su impacto sobre el crecimiento económico se ha centrado en estudiar la concentración de las exportaciones en bienes primarios y productos basados en recursos naturales. Ejemplo de ello son los trabajos relacionados a lo que se conoce como el fenómeno de la “enfermedad holandesa” (Corden y Neary, 1982; Corden, 1984) y la “maldición de los recursos naturales” (Sachs y Warner, 2001).

Numerosos estudios empíricos encuentran una relación negativa y significativa entre abundancia de recursos naturales (usualmente medida como exportaciones de bienes primarios) y crecimiento económico, lo que se conoce como la “maldición de los recursos naturales.” Los principales canales por los que las exportaciones de bienes intensivos en el uso de recursos naturales afectan negativamente al crecimiento económico pueden sintetizarse de la siguiente manera: desplazamiento de recursos desde sectores más dinámicos, productivos y con mayores oportunidades de generar “learning-by-exporting” y derrames en el resto de la economía, mayor inestabilidad por la volatilidad de los precios internacionales de las commodities, alteración de los términos de intercambio, menor inversión en capital humano por el desplazamiento hacia actividades menos intensivas en trabajo calificado, debilitamiento institucional, y mayor corrupción y búsqueda de renta.⁴ Todos estos factores contribuyen a la

⁴ Esto último también se conoce como “efecto voracidad,” el cual se refiere a distintos grupos sociales tratando de apropiarse de la renta económica proveniente de los recursos naturales. Este efecto tiene lugar particularmente cuando los derechos de propiedad no están claramente definidos y existe una

disminución de la inversión y productividad de la economía, impactando negativamente en la tasa de crecimiento (Sachs y Warner, 2001).

Uno de los argumentos más citados para explicar este resultado es el fenómeno de la “enfermedad holandesa.” En los modelos asociados al mismo los países abundantes en recursos naturales son caracterizados como economías pequeñas y abiertas que comercian sus bienes primarios a precios que vienen dados por los mercados internacionales. En estos modelos, la riqueza en recursos naturales afecta negativamente el crecimiento de la productividad porque los países con exportaciones altamente concentradas en bienes primarios son más susceptibles a shocks externos, ya sea en la demanda externa u oferta por parte de terceros países. Es decir, estos países quedan sujetos a fluctuaciones en los precios de las commodities, los cuales presentan mayor volatilidad que los de otro tipo de bienes (Gylfason, 2004). El argumento es que ante un shock positivo en la demanda de estos productos se da una redistribución de los recursos hacia sectores que ofrecen mayor rentabilidad, desplazándolos de sectores más eficientes y con mayores posibilidades de generar conocimiento y derrames hacia el resto de la economía (Van Wijnbergen, 1984; Gylfason et al., 1999; Torvik, 2001). De esta manera, bajo la hipótesis de la “enfermedad holandesa” la abundancia de recursos naturales genera una apreciación del tipo de cambio dada por el ingreso de moneda extranjera por las mayores exportaciones, acompañada por un proceso de desindustrialización que finalmente impacta negativamente en el crecimiento a largo plazo (Lutz y Singer, 1994; Easterly y Kraay, 2000; Lederman y Maloney, 2012).

Así como los precios de las commodities pueden experimentar un shock positivo, también pueden caer rápidamente. Desde Prebisch (1950) y Singer (1950) se ha popularizado el argumento de que los términos de intercambio de las exportaciones de bienes intensivos en recursos naturales decrecen a lo largo del tiempo. Esto se debe principalmente a la baja elasticidad de la demanda de bienes primarios con respecto al ingreso, y a que los precios de determinadas commodities pueden disminuir en los mercados internacionales (Rodríguez y Sachs, 1999; Sachs y Warner, 2001). Si los precios de los bienes exportados por los países más desarrollados crecen a una tasa mayor que los de los bienes primarios (debido a que la elasticidad-ingreso de bienes más avanzados es mayor), los términos de intercambio en los países en desarrollo empeoran. La volatilidad en los términos de intercambio va acompañada de mayor inestabilidad e incertidumbre, lo cual deriva en menores tasas de ahorro, inversión y consumo (Mendoza, 1997; Janson, 2004; Brenton y Newfarmer, 2007). Cuando las exportaciones están altamente concentradas en bienes primarios la volatilidad sobre los

incapacidad del gobierno para administrar los ingresos fiscales y controlar la volatilidad proveniente de dicho sector (Gelb, 1988; Tornell y Lane, 1999; Lederman y Maloney, 2012).

términos de intercambio y el ingreso es mayor, lo que lleva a menor crecimiento (Ghosh et al, 1997; Agosin, 1999, 2007; Al-Marhubi, 2000; Easterly y Kray, 2000).⁵

Contrariamente a la literatura sobre la “maldición de los recursos naturales,” hay autores que encuentran una relación positiva entre abundancia de recursos naturales y crecimiento económico, como por ejemplo Crespo Cuaresma y Wörz (2005), Brunnschweiler (2008) y Lederman y Maloney (2012). De hecho, Martin y Mitra (2001) encuentran que la productividad total de los factores (PTF) es mayor para los productos agrícolas en comparación a las manufacturas. Análogamente, Irwin (2000) y Wright y Czelusta (2004) muestran que en varios países en desarrollo el sector minero es el más intensivo en conocimiento, y Sala-i-Martin (1997) y Doppelhofer et al. (2000) encuentran que la participación del sector minero en el PBI tiene una correlación positiva con el crecimiento. Un argumento muy utilizado en contra de la “maldición de los recursos naturales” es que muchos países hoy industrializados, como Estados Unidos, Canadá y Australia, basaron su desarrollo en bienes intensivos en recursos naturales. En la actualidad, países como Finlandia y Noruega son otro ejemplo de desarrollo sostenido basado en recursos naturales (Blomstrom y Meller, 1991; De Ferranti et al., 2002; Banco Mundial, 2011). Contrariamente a lo que plantea la “maldición de los recursos naturales,” los sectores ligados a los mismos pueden tener un contenido tecnológico alto y ser capaces de generar derrames de conocimiento y encadenamientos positivos a otros sectores de la economía (Bonaglia y Fukasaku, 2003).

Además, otros autores señalan que el impacto de la abundancia de recursos naturales sobre el crecimiento se ve influenciado por la presencia de políticas complementarias y otros factores que puedan mitigar los efectos negativos. Por ejemplo, Bravo-Ortega y de Gregorio (2007) muestran que la abundancia de recursos naturales (medida como exportaciones de estos bienes sobre las exportaciones totales) conduce a una menor tasa de crecimiento sólo en países con bajo nivel de capital humano. La justificación radica en que un mayor nivel de capital humano compensa parcialmente el desplazamiento de recursos que genera la abundancia de bienes naturales. De la misma manera, Peretto (2012) postula que la abundancia de recursos naturales tiene un efecto no lineal sobre el crecimiento y bienestar. De acuerdo a este autor, el precio de los recursos naturales y la dotación relativa de los mismos presentan umbrales, a partir de los cuales el efecto varía.

Consecuentemente, hay autores que argumentan que las exportaciones de bienes primarios no son “peores” intrínsecamente que las exportaciones de manufacturas para el crecimiento, sino que hay que considerar otros factores que pueden incidir en el efecto de las mismas (Viner, 1952; Gylfason, 2004). Por ejemplo, Sachs y Warner (2001) señalan que la

⁵ El argumento de que los precios de las commodities decaen a lo largo del tiempo tiene también sus oponentes. Cuddington et al. (2007) encuentran que no hay fuerzas intrínsecas detrás de la evolución de dichos precios y que tienen un componente impredecible (siguen una caminata aleatoria).

falta de externalidades de las exportaciones de commodities es válida para sectores intensivos en el uso de trabajo, como la agricultura, pero no para sectores capital-intensivos, como la industria petrolera o minera. En este contexto, no todos los sectores que emplean recursos naturales conducen a un menor crecimiento a largo plazo, sino que el efecto está condicionado a si las industrias son intensivas en el uso de capital o trabajo. En este sentido, Peretto y Valente (2011) desarrollan un modelo de dos países con crecimiento basado en I&D en donde la abundancia de recursos naturales puede generar tanto un efecto positivo como negativo sobre la tasa de crecimiento. Tal efecto depende de si el trabajo y los recursos naturales son complementarios o sustitutos en la producción de bienes intermedios intensivos en recursos naturales. Si son sustitutos, un shock positivo conlleva a un efecto positivo sobre la tasa de crecimiento a través del crecimiento de la PTF, ya que la elasticidad de la demanda de recursos naturales es mayor; mientras que si son complementarios se da el caso contrario.

Similarmente, el grado de procesamiento de los bienes primarios también influye en el efecto sobre el crecimiento. Serino (2008) y Murshed y Serino (2011) analizan empíricamente el efecto de los recursos naturales sobre el crecimiento desagregando las exportaciones de bienes primarios de acuerdo a su grado de procesamiento. Estos autores concluyen que a menor grado de procesamiento mayor es el efecto negativo sobre el crecimiento.

Siguiendo esta línea, recientemente el eje de la investigación ha cambiado. En vez de analizar los perjuicios derivados del comercio de bienes primarios en contraposición a los beneficios asociados a las manufacturas, se estudian aquellas características de los productos exportados que hacen que las exportaciones sean positivas o negativas para el crecimiento. Por una lado, autores como Grossman y Helpman (1991), An y Iyigun (2004) y Lee (2011) sostienen que los bienes con una ventaja relativa en I&D, con alto contenido tecnológico y alta calidad tienen mayor capacidad para promover el crecimiento. Los sectores que utilizan nuevas o mejores tecnologías presentan un mayor efecto de “learning-by-exporting” y conducen a mayor productividad, además de promover mejores prácticas empresariales, lo que incentiva a su vez la innovación y el cambio tecnológico (Spilimbergo, 2000; Crespo Cuaresma y Wörz, 2005). Por lo tanto, los países que exportan estos productos más intensamente presentan mayores tasas de crecimiento (Hummels y Klenow, 2005; Feenstra y Kee, 2008).

Empíricamente, la evidencia es abundante. Por ejemplo, Amable (2000) analiza el impacto de distintos factores de la estructura productiva sobre el crecimiento económico en un panel de 39 países entre 1965 y 1990. Como variable “proxy” del contenido tecnológico de los bienes incluye un indicador reflejando las ventajas comparativas del país en el sector de electrónica, y encuentra que la misma es positiva para el crecimiento. Kim (2009) desarrolla un indicador del grado de tecnología de las exportaciones y estima el impacto que el mismo tiene sobre el crecimiento económico en base a una muestra de 61 países entre 1993 y 2003.

Encuentra que el indicador de apertura no es significativo para explicar el crecimiento mientras que el nivel de tecnología de las exportaciones sí lo es. Además, divide la muestra de acuerdo al nivel de desarrollo de los países y encuentra que el efecto es más importante para los países menos desarrollados. Por su parte, Lee (2011) utiliza un panel de 71 países entre 1970 y 2004 para estudiar si la intensidad tecnológica de las exportaciones influye en su impacto sobre el crecimiento por medio del índice de ventajas comparativas reveladas de Balassa (1965). Encuentra que los países que se especializan y exportan bienes con alto contenido tecnológico (por ejemplo aviones, productos farmacéuticos y electrónica) presentan una mayor tasa de crecimiento que aquellos que exportan bienes con bajo contenido tecnológico (por ejemplo textiles y alimento).

Otros trabajos argumentan que la productividad ligada a los productos de la canasta exportadora es lo que condiciona el efecto sobre el crecimiento ya que la concentración de recursos productivos en sectores más eficientes conduce a mayor crecimiento (Weinhold y Rauch, 1999). Hausmann et al. (2007) muestran que países que se especializan en bienes asociados a un alto nivel de productividad implícita, que son aquellos que exportan los países más desarrollados, crecen más rápido. Por el contrario, exportaciones de productos con relativamente baja productividad implícita (comúnmente exportados por países en desarrollo) conllevan a baja acumulación de capital físico y humano, y por lo tanto menor crecimiento. El motivo es que las industrias menos productivas tienen menores oportunidades de innovación y de generar derrames al resto de la economía, lo que limita el incremento del valor agregado, variedad y calidad de sus productos, entre otras desventajas. Para explicar esta tendencia los autores utilizan el concepto de costos de descubrimiento descrito en la sección anterior. Diversos factores que facilitan o dificultan la innovación e inversión, tales como condiciones económicas e institucionales y tamaño de los países y capital humano, influyen en la magnitud de los costos de descubrimiento, y por lo tanto en el número de innovadores. Por medio del proceso de costos de descubrimiento se desplazan recursos de actividades con baja productividad a otras con mayor productividad. De esta manera, los países desarrollados presentan condiciones que facilitan la innovación y especialización en bienes más sofisticados. Contrariamente, los países en desarrollo presentan mayores obstáculos para superar los costos de descubrimiento y las potenciales externalidades negativas relacionadas a los mismos. Hausmann et al. (2007) verifican empíricamente la hipótesis de que países que exportan bienes con mayores niveles de productividad implícita, identificados como aquellos bienes exportados por países desarrollados, crecen más rápido.

Análogamente, Hausmann y Klinger (2006) sostienen que más allá de que los sectores exportables presenten derrames hacia el resto de la economía, es importante también que estos sectores sean aquellos donde el capital e insumos empleados presenten mayor flexibilidad para adaptarse de un producto o sector a otro. De acuerdo a estos autores, cada producto requiere

insumos específicos como conocimiento, capital, trabajo, infraestructura y marco regulatorio, que no pueden adaptarse con total facilidad de un sector a otro. La probabilidad de desarrollar nuevos productos es mayor para bienes relacionados a las exportaciones en las que se especializa el país. Cuanto menos relacionados estén, más lenta será la transformación productiva. Esto marca una diferencia entre los países más y menos desarrollados, ya que dentro del primer grupo hay mayor adaptabilidad de los insumos que en el segundo. En los países en desarrollo, las exportaciones se concentran en productos primarios cuyos insumos tienen menor adaptabilidad para ser utilizados en diversos sectores productivos, contrariamente a lo que ocurre en el sector de manufacturas. Además, algunos países se especializan en bienes que requieren insumos muy específicos, como por ejemplo los productos petroleros, tropicales y materiales sin procesar. En contraposición, las manufacturas livianas, los productos relacionados a la electrónica y los bienes de capital involucran insumos más adaptables. La conclusión de este trabajo es que en tanto se exporten bienes con mayor adaptabilidad e insumos que presenten mayor flexibilidad para ser empleados en otros sectores, mayores serán las ganancias sobre el crecimiento.

En conclusión, es posible identificar algunas características de la canasta exportadora de los países en desarrollo que impactan negativamente en el crecimiento económico. Las principales son exportaciones de bienes poco sofisticados, con bajo contenido tecnológico, bajas posibilidades de generar derrames al resto de la economía y aprovechar el “learning-by-exporting” y bienes cuyos insumos son poco flexibles o adaptables.

II.2.2. Diversificación de las Exportaciones

Exportaciones altamente concentradas también generan un detrimento en la tasa de crecimiento, independientemente de la composición de las mismas. De hecho, autores como Brunnschweiler y Bulte (2008) y Cadot et al. (2011, 2013) señalan que la “maldición de los recursos naturales” se da por la alta dependencia de estos bienes y no por la dotación de los mismos. Hay una vasta literatura como Agosin (1999, 2007), Lederman y Maloney (2003) y Hesse (2006) que identifica a la diversificación de las exportaciones en los países en desarrollo como determinante positivo del crecimiento, siendo más importante que el volumen de las exportaciones en sí.⁶ Contrariamente a la teoría de la ventaja comparativa esbozada por David Ricardo, según la cual las ganancias de la apertura sobre el crecimiento se derivan de la especialización de los países en sus ventajas comparativas, en los países en desarrollo la alta concentración de las exportaciones conlleva a diversas vulnerabilidades que atentan contra el

⁶ Empíricamente, la evidencia sobre los efectos positivos de la diversificación de las exportaciones sobre el crecimiento es abundante, como reflejan los trabajos de Agosin (1999, 2007), Al-Marhubi (2000), De Ferranti et al. (2002), Lederman y Maloney (2003), Feenstra y Kee (2008) y Hesse (2008).

crecimiento económico a largo plazo. Entre las mismas se encuentran: deterioro de los términos de intercambio, mayor volatilidad de los precios e ingresos, mayor exposición a shocks negativos (por ejemplo cierre repentino de mercados y entrada de nuevos competidores), mayor inestabilidad y riesgo, menor inversión, reducido aprovechamiento del “learning-by-exporting” y escasas externalidades positivas al resto de la economía (Cadot et al., 2011, 2013).

Por un lado, la mayor diversificación de la canasta exportadora evita que las variaciones de precios en un producto o grupo de bienes tengan un impacto relevante sobre los ingresos derivados de las exportaciones, lo que lleva a un flujo de ingresos más estable. La mayor diversidad de la canasta exportadora también actúa como un amortiguador de shocks externos (Agosin, 1999, 2007; Hausmann et al., 2007; Amurgu-Pacheco y Pierola, 2008; Di Giovanni y Levchenko, 2009, 2010; Cadot et al., 2011, 2013).

La capacidad de una economía de paliar los shocks externos e inestabilidad mediante una canasta exportadora diversificada depende de la posibilidad de utilizar recursos productivos similares en diferentes sectores. Siguiendo el argumento de Hausmann y Klinger (2006) explicado anteriormente, la disminución de la demanda internacional de ciertos bienes tiene menores perjuicios sobre la economía si los factores utilizados para su producción pueden trasladarse a otra industria con facilidad.

Empíricamente, Jansen (2004) muestra que el grado de concentración de las exportaciones impacta en la volatilidad de los términos de intercambio, lo que a su vez condiciona la volatilidad del producto. Análogamente, Haddad et al. (2013), en base a un panel de 77 países entre 1976 y 2005, encuentran que la apertura disminuye la volatilidad del producto en tanto el grado de diversificación de las exportaciones en términos de bienes sea alta.

Por otro lado, la diversificación de las exportaciones aumenta la productividad de la economía como resultado de la mayor diversidad, tanto de insumos como de bienes finales, y la introducción y expansión de nuevas actividades económicas (Brenton y Newfarmer, 2007; Feenstra y Kee, 2008). El efecto de la diversificación de las exportaciones depende de la elasticidad de sustitución en la producción de distintas variedades en cada sector. Cuanto más diferentes son las variedades, más eficiente será el uso de la dotación de recursos de la economía cuando una nueva variedad está disponible, lo que lleva a ganancias de productividad. Las diferencias en la variedad de las exportaciones entre países se reflejan en los distintos precios. Por lo tanto, la introducción de una variedad de un producto se asemeja a un aumento del precio del mismo, lo que hace que haya más recursos destinados a ese sector.

Adicionalmente, Agosin (1999, 2007) señala que el hecho de producir y exportar más bienes introduce mayores fuentes de generación de crecimiento de la productividad ya que en el proceso de aprendizaje de estos nuevos sectores se dan ganancias de productividad.

Adicionalmente, hay ventajas comparativas que sólo se revelan en el momento de la producción de un nuevo bien. Así, incorporar un nuevo bien en la canasta exportadora introduce una externalidad positiva porque otros productores se dan cuenta de esta ventaja y copian la tecnología. Además, se dan ventajas en bienes similares al nuevo dado que utilizan, por ejemplo, los mismos bienes públicos y no transables. Esta idea es similar al concepto de costos de descubrimiento de Hausmann y Rodrik (2003) que se describió anteriormente.

Asimismo, exportaciones más diversas conducen a mayores encadenamientos con el resto de la economía. Las nuevas técnicas de producción asociadas a la diversificación de las exportaciones generan derrames de conocimiento, adquisición de nuevas habilidades organizacionales y de negocios, e incentiva el “learning-by-exporting” y la formación de capital (Gutierrez de Piñeres y Ferrantino, 1997; Al-Marhubi, 2000).

Si bien la mayoría de los trabajos que analizan el tema estudian la diversificación entendida como diversidad de productos exportados, la diversidad en el número de destinos de exportación también es relevante. El comercio internacional favorece la transferencia de conocimiento, la cual es mayor a medida que el número de contactos con el resto del mundo aumenta, como señalan Grossman y Helpman (1991). Por lo tanto, mayor número y diversidad de socios comerciales resultan positivos para el crecimiento de los países exportadores porque aumentan la exposición a distintas tecnologías y conocimiento. Además, la exposición a una mayor diversidad de mercados y gustos da lugar a mayor inversión e innovación, necesarias para atender los distintos nichos de demanda. Otro argumento a favor de la diversidad de los socios comerciales es que estimula la competencia al haber mayor número de competidores, y por lo tanto la productividad (Kali et al., 2007).

Sin embargo, el efecto de la diversificación de las exportaciones sobre el crecimiento no es lineal, sino que depende del grado de desarrollo de los países, como señalan Bebczuk y Berrettoni (2006), Hesse (2008), Aditya y Roy (2010), Cadot et al. (2011, 2013) y Carrere et al. (2011). Por ejemplo, Aditya y Roy (2010) realizan un estudio usando un panel dinámico de 65 países entre 1965 y 2005, y encuentran que hasta cierto nivel crítico de ingreso la relación entre diversificación y crecimiento es positiva, y pasando ese nivel la especialización es positiva para el crecimiento. Balamoune-Lutz y Ndikumana (2007) analizan esta relación en una muestra de países africanos entre 1975 y 2001, y encuentran que la mayor concentración de las exportaciones tiene un efecto positivo, lo que podría deberse a la presencia de países petroleros en la muestra. Estos autores también introducen un término de interacción entre apertura y concentración de las exportaciones, y encuentran que aunque el efecto de la apertura sobre el crecimiento es negativo, el término de interacción entre apertura y diversificación tiene un coeficiente positivo.

Varios autores encuentran que la relación entre diversificación de las exportaciones y crecimiento tiene forma de “U invertida” en relación al nivel de ingreso de los países, como

por ejemplo Bebczuk y Berrettoni (2006) y Carrere et al. (2011). En otras palabras, los países más pobres y más ricos se benefician de la concentración de las exportaciones mientras que los países en desarrollo se benefician de la diversificación de las mismas. De aquí se deriva que la posibilidad de diversificar las exportaciones es particularmente relevante para los países en desarrollo.

Contrariamente, hay autores que encuentran que la concentración de las exportaciones es positiva para el crecimiento. Amable (2000) analiza el impacto del grado de especialización del comercio de los países exportadores y encuentra que tiene un efecto positivo y significativo sobre el crecimiento de los mismos. Kali et al. (2007), si bien encuentran que la diversidad de socios comerciales es positiva para el crecimiento, también concluyen que la concentración del comercio está positivamente relacionada con el mismo, particularmente en los países más pobres. Estos autores argumentan que la concentración entre socios comerciales o grupo de socios comerciales es positiva, especialmente si los mismos usan tecnologías similares, ya que los procesos de adaptación y diseminación de tecnología son más sencillos. Además, resulta más efectivo porque minimiza los costos asociados a transporte, infraestructura, etc. y maximiza el aprovechamiento de economías de escalas.

En conclusión, el grado de concentración de las exportaciones tiene un efecto ambivalente sobre la tasa de crecimiento de los países exportadores. Particularmente para el caso de los países en desarrollo, los trabajos citados sugieren que la falta de diversificación de la canasta exportadora conduciría a que no se cumpla la hipótesis de ELG.

II.3. Socios Comerciales y Crecimiento Económico

La hipótesis de que el crecimiento económico se transmite entre países por medio de los flujos comerciales encuentra amplio sustento en la literatura económica (por ejemplo Arora y Vamvakidis, 2004, 2011; Ho et al., 2013).⁷ En el caso de las exportaciones, los socios comerciales impactan directamente en la relación entre exportaciones y crecimiento, condicionando el efecto que las mismas pueden tener. El impacto sobre el crecimiento está sujeto tanto a las características de las exportaciones como de los países importadores (Arora y Vamvakidis, 2004; Balamoune-Lutz, 2011). Por un lado, los socios comerciales son uno de los principales determinantes de la canasta exportadora, por lo que condicionan tanto la composición como el grado de diversificación de la misma (Balamoune-Lutz, 2011; Regolo, 2013).⁸ Como se describió en la sección anterior, estos elementos son determinantes del efecto de las exportaciones sobre el crecimiento.

Por otro lado, independientemente del tipo de bienes exportados, las características de los importadores influyen directamente en la transferencia de conocimiento y difusión de tecnología que pueden tener lugar entre exportadores e importadores por medio de las exportaciones (Arora y Vamvakidis, 2004; Adams-Kane y Lim, 2011). Como señalan Grossman y Helpman (1991), la transferencia de tecnología no sólo se canaliza por medio de las importaciones, sino que también las exportaciones favorecen la transmisión internacional del conocimiento. Sin embargo, así como no todas las exportaciones favorecen la transferencia de conocimiento, no todos los destinos de exportación lo hacen. En este sentido, el nivel de desarrollo de los países importadores es clave para determinar la magnitud de este efecto. Asimismo, las características de la demanda internacional condicionan la calidad de las exportaciones y nivel de sofisticación del proceso de exportación en general (Kali et al., 2007; Vacek, 2010).

En esta sección se detalla el rol del destino de exportación en la determinación de la composición y grado de diversificación de la canasta exportadora, así como el impacto que las características de los socios comerciales tienen en la transmisión de tecnología por medio de las exportaciones.

⁷ Otros canales de transmisión son los flujos financieros o de capital y los flujos migratorios.

⁸ Otras variables que comúnmente determinan el patrón comercial son las dotaciones de recursos productivos, estructuras productivas, costos de producción y de exportación, nivel de desarrollo económico del país exportador, barreras al comercio, volatilidad del tipo de cambio, diferencias de tecnología, preferencias de los consumidores e ingresos y rendimientos a escala (Spilimbergo, 2000; Baxter y Kouparitsas, 2005; Amador y Opromolla, 2013).

II.3.1. Destino de Exportación y Estructura de la Canasta Exportadora

Kaldor (1970) afirma que la demanda externa, por medio de las exportaciones, influye en el crecimiento de los países exportadores. A mayor tasa de crecimiento del socio comercial mayor es su demanda de importaciones, lo que contribuye directamente al aumento de las exportaciones del país exportador (Arora y Vamvakidis, 2005). La mayor demanda internacional de los bienes que produce un país incrementa las exportaciones, y de esta manera fomenta las ganancias sobre el crecimiento de acuerdo a la hipótesis de ELG, como se describió anteriormente. Consecuentemente, exportaciones con mayor elasticidad-ingreso crecen más rápido y por lo tanto tienen un impacto más significativo sobre el producto (Dalum et al., 1999). No obstante, el tipo de bienes cuya demanda se incrementa es clave para determinar el efecto sobre el crecimiento. Si los mismos no favorecen la transferencia de tecnología, derrames al resto de la economía y aumento de la productividad, las exportaciones generan un incremento en el producto por única vez sin trasladarse necesariamente a un aumento de la tasa de crecimiento a largo plazo, como se explicó previamente.

En este sentido, un grupo de modelos muestra que el comercio internacional impacta en el crecimiento a través de la modificación de la composición sectorial del producto, que está influenciada por la oferta y demanda internacional, y el cambio en los precios relativos (Spilimbergo, 2000). Por lo tanto, si la demanda de los socios comerciales está sesgada hacia bienes menos sofisticados y con escasos encadenamientos hacia el resto de la economía, el efecto de las exportaciones sobre el crecimiento es negativo. Lo mismo sucede si la demanda está altamente concentrada en pocas exportaciones. Al incrementarse la demanda de bienes poco sofisticados o de baja productividad implícita, se trasladan recursos desde sectores productivos con mayor potencial de generar derrames al resto de la economía hacia sectores con menores ganancias de productividad y acumulación de factores, impactando negativamente en el crecimiento a largo plazo. En consecuencia, la demanda de los importadores puede afectar directamente el crecimiento por medio de la composición de las exportaciones (Balioune-Lutz, 2011).

Las teorías tradicionales del comercio internacional muestran que la composición de las exportaciones de un país depende en gran medida de la complementariedad de sus ventajas comparativas y dotaciones de recursos con la de los países importadores. En base a esta premisa, los modelos de crecimiento y comercio conocidos como Norte-Sur⁹ postulan que el contenido tecnológico de las exportaciones es inversamente proporcional al nivel de desarrollo económico del socio comercial. Así, exportar a países menos desarrollados es positivo para el

⁹ Si bien no hay una definición única de Sur y Norte, en general el Sur se refiere a los países menos desarrollados o en desarrollo, y el Norte a los países desarrollados. En términos generales, el comercio Norte-Sur involucra países con ventajas comparativas y dotaciones de recursos complementarias.

crecimiento dado que permite la especialización en productos relativamente más avanzados (Spilimbergo, 2000). Sin embargo, Spilimbergo (2000) también señala que estos resultados son sensibles a los supuestos del modelo. Introduciendo al modelo Norte-Sur un tercer bien producido en el Norte y preferencias homotéticas, este autor demuestra que las ganancias dinámicas dependen del cambio relativo en la demanda del bien más sofisticado.¹⁰ En otras palabras, si el Norte exporta al Sur productos con distintos niveles de sofisticación, y la demanda del producto con menor nivel de sofisticación aumenta más rápido que el resto, el efecto sobre el crecimiento del país exportador podría ser negativo.

Por otro lado, las nuevas teorías del comercio internacional señalan que existen otros determinantes del comercio, como por ejemplo economías de escala, y diferenciación y diversidad de gustos, que hacen posible el comercio entre países con dotaciones de recursos y ventajas comparativas similares, lo que se conoce como comercio Sur-Sur. Mientras que las exportaciones de países en desarrollo a países con ventajas comparativas complementarias se componen de bienes intensivos en recursos naturales y trabajo no calificado, las exportaciones a otros países en desarrollo con ventajas comparativas similares tienen un mayor grado de sofisticación, predominando el comercio intraindustrial (Havrylyshyn, 1990; Stokey, 1991; Klinger, 2009).

Empíricamente, Klinger (2009) compara la composición de las exportaciones en el comercio Sur-Sur y Sur-Norte en el período 2000-2005. Por un lado, usa el índice “EXPY” de Hausmann et al. (2007) que mide el nivel de sofisticación implícito de la canasta exportadora en relación a los principales exportadores de cada bien. Por otro lado, estima el índice de conectividad de Hausmann y Klinger (2006) e Hidalgo et al. (2007) para medir los encadenamientos de los sectores en una economía. En términos generales, Klinger (2009) encuentra que el nivel de sofisticación de las exportaciones de los países más pobres hacia el Sur es mayor que hacia el Norte, mientras que el patrón de exportación al Sur y Norte es similar en los países en desarrollo. Adicionalmente, las exportaciones de los países del Sur hacia el Sur tienen mayor grado de conectividad que al Norte, siendo este efecto mayor para los países más pobres. En consecuencia, a mayor demanda de países con ventajas comparativas complementarias, mayor será el sesgo hacia bienes poco sofisticados en los países en desarrollo, y por lo tanto el efecto de las exportaciones sobre el crecimiento es negativo.

¹⁰ Este autor introduce un tercer bien poco sofisticado (autos) al modelo donde sólo el sector más sofisticado puede experimentar “learning-by-doing.” Además, considera que la proporción del ingreso que se gasta en el bien más avanzado aumenta con el nivel de ingreso, y que el Sur exporta textiles e importa principalmente autos, mientras que el Norte exporta autos, produce computadoras para el mercado interno e importa textiles. Bajo este nuevo escenario, la demanda de computadoras depende de un componente externo y otro interno, el cual puede disminuir a raíz del comercio debido a la alteración en los precios relativos. Si el aumento de la demanda externa no alcanza a compensar la disminución de la demanda interna, es posible que se reduzca la demanda total de computadoras y la tasa de progreso tecnológico, derivando en un menor crecimiento.

Además de influir en el tipo de bienes que se exporta, los socios comerciales también impactan en el grado de diversificación de las exportaciones. Trabajos como los de Sanguinetti et al. (2004), Amurgo-Pacheco y Pierola (2008), Parteka y Tamberini (2008), Dutt et al. (2009) y Agosin et al. (2012) encuentran que se da mayor diversificación de las exportaciones con socios comerciales más cercanos y de mayor tamaño. Por ejemplo, Amurgo-Pacheco y Pierola (2008) estudian los distintos patrones de diversificación de las exportaciones de 24 países en desarrollo y desarrollados entre 1990 y 2005, y encuentran que el grado de diversificación varía notablemente dependiendo de ciertos factores relacionados al destino de las exportaciones, como costos de transporte y tamaño de mercado. Puntualmente, estos autores encuentran que socios comerciales con mercados grandes implican más oportunidades de exportar, no sólo mayor cantidad sino también mayor variedad de productos. Así, el número de productos que se exporta a países más cercanos y con mercados más grandes es mayor que a otros destinos. También encuentran que comerciar con el Norte promueve más la diversificación en términos del número de productos exportados en comparación con el Sur.

Contrariamente, Regolo (2013) señala que el grado de concentración de las exportaciones está ligado no sólo a la especialización de acuerdo a las ventajas comparativas sino también a la dificultad por penetrar en mercados donde países más desarrollados son más competitivos. Esto se da particularmente cuando los socios comerciales son complementarios en términos de ventajas comparativas. Este autor expande el modelo presentado por Romalis (2004) basado en el modelo de Heckscher-Ohlin introduciendo costos de transporte asimétricos, y demuestra que el comercio Sur-Sur lleva a una estructura exportadora más diversificada que el comercio Sur-Norte.¹¹ Adicionalmente, los países que presentan menores costos asociados al comercio internacional, ya sea por costos de transporte, cercanía geográfica o participación en acuerdos de libre comercio, entre otros factores, tienen exportaciones bilaterales más diversificadas. Regolo (2013) confirma esta hipótesis empíricamente mediante una muestra de 102 países entre 1995 y 2007. Este autor concluye que cuanto más parecido son dos países en términos de sus ventajas comparativas y dotación de factores, mayor será la diversificación de su comercio bilateral.

¹¹ El modelo desarrollado por Regolo (2013) establece que el costo de un producto en el mercado importador depende fundamentalmente de dos factores: el precio de la firma, que viene determinado por la dotación relativa de recursos en el país importador, y el costo relativo de acceso al mercado, dado por los costos de transporte. Asumiendo que los costos de transporte son iguales para todos los países, el precio viene dado por la dotación relativa de factores. En consecuencia, los precios son relativamente más bajos para los bienes intensivos en el factor en el que el país importador es más abundante. Por lo tanto, los productores del país exportador no son tan competitivos en los productos en que el país importador tiene una ventaja comparativa. Es por eso que exportar bienes más sofisticados y mayor variedad a países desarrollados es más difícil que a otros países en desarrollo con la misma desventaja relativa en los mismos.

En conclusión, mediante el impacto en la composición y grado de diversificación del patrón de exportación, los socios comerciales influyen en la relación entre exportaciones y crecimiento económico.

II.3.2. Características de los Socios Comerciales

El nivel de desarrollo de los socios comerciales es una de las principales características que condicionan la relación entre exportaciones y crecimiento por distintas vías. Además de determinar la composición y grado de diversificación de las exportaciones, el nivel de desarrollo de los importadores impacta en la transferencia de tecnología, aumento de la productividad y nivel de calidad de los productos, independientemente del tipo de bien comercializado.

Por un lado, las exportaciones favorecen la transferencia de tecnología ya que las firmas exportadoras aprenden de los compradores internacionales, potenciando el “learning-by-exporting” y el aumento de la productividad, como se describió anteriormente. El comercio con países de mayor ingreso relativo facilita en mayor medida la transmisión de tecnología debido a que los compradores de países más desarrollados poseen un mayor nivel de conocimiento que los compradores de países menos desarrollados (Clerides et al., 1998; Damijan et al., 2004).

Por otro lado, el hecho de exportar a países más desarrollados es una actividad más compleja comparada con exportar a países menos desarrollados, más allá de las características de los productos exportados, por lo que incrementa más la productividad. Para explicar esto, los modelos de Feenstra y Hanson (1996), Matsuyama (2007), Grossman y Rossi-Hansberg (2008) y Verhoogen (2008) internalizan la complejidad del proceso productivo desagregando las distintas actividades que lo componen, tales como marketing, manufactura, distribución, etc. Cada actividad tiene asociado distintos niveles de complejidad y requerimientos de trabajo calificado. Estos modelos muestran que el acto de exportar requiere mayores capacidades que la venta al mercado doméstico, y que exportar a países de altos ingresos requiere un mayor grado de complejidad y tecnología que a mercados de ingresos bajos. Uno de los motivos es que las exportaciones requieren servicios adicionales como etiquetado, servicio al cliente, conocimiento de mercados internacionales, cultura y negocios, etc., y los servicios demandan trabajo más calificado que las manufacturas (Matsuyama, 2007; Verhoogen, 2008). Kali et al. (2007) y Vacek (2010) afirman que los importadores de países avanzados presentan mayores requerimientos asociados a estas actividades.

Sumado a esto, los países menos desarrollados demandan un menor cumplimiento de estándares, por ejemplo en áreas como regulaciones laborales, protección social, ambiental, etc., en comparación a los países desarrollados. El hecho de que los ingresos de los

consumidores sean menores lleva a que la preocupación y demanda de estos factores sea a su vez menor. Además, los gobiernos de los países en desarrollo tienen mayores dificultades para aplicar y hacer cumplir ciertas medidas referidas a estándares (Kaplinsky et al., 2010). Consecuentemente, importadores de países en desarrollo tienen menores incentivos para contemplar estas cuestiones.

Otro de los elementos que impactan en la relación entre exportaciones y crecimiento es que los países desarrollados demandan mayores requerimientos de calidad en comparación a los países de menores ingresos. Hallak (2006) desarrolla un modelo teórico para explicar el impacto de la calidad en los flujos de comercio bilateral donde el nivel de ingreso afecta la demanda de calidad. Lo prueba empíricamente y encuentra que los países de mayores ingresos tienden a importar relativamente más de países con bienes de mayor calidad, concluyendo que la calidad impacta en la dirección de las exportaciones.

Todos estos factores llevan a que los países que exportan a mercados de mayores ingresos tengan un uso más intensivo de la tecnología y habilidades, mientras que los que exportan a mercados de ingresos bajos tengan menores requerimientos de calidad y eficiencia, por lo que la productividad disminuye (Brambilla et al., 2010; Vacek, 2010). Esto es cierto aun cuando el proceso productivo en sí no sea de alta complejidad.

Empíricamente, varios autores confirman esta hipótesis. Por ejemplo, Feenstra y Rose (2000) desarrollan un ordenamiento de países de acuerdo a la rapidez con que logran exportar productos más sofisticados a Estados Unidos, entendiéndose por bienes más sofisticados aquellos que se exportan más tarde de acuerdo a la teoría del ciclo de producto. Encuentran que los países que logran hacerlo más rápido, que son aquellos con mayor nivel de ingreso per cápita, presentan mayores tasas de crecimiento, pero sin implicar necesariamente una relación causal.

Análogamente, Arora y Vamvakidis (2004), a partir de una muestra de 101 países entre 1960 y 1999, analizan el impacto en el crecimiento del ingreso promedio de los socios comerciales en relación al propio ingreso del país exportador. Encuentran, por un lado, que los países en desarrollo se benefician del comercio con países industrializados, que son los que tienen mayores ingresos, lo que sugiere que existe transferencia de tecnología. Por otro lado, los países desarrollados encuentran ganancias comerciando con países menos desarrollados ya que son los que presentan tasas de crecimiento más altas, y por lo tanto demandas más dinámicas.

Asimismo, Kali et al. (2007) analizan cómo la cantidad de países ricos y pobres con los que se comercia influyen en el crecimiento. Estos autores encuentran que el número de países ricos con los que se comercia tiene un efecto positivo y significativo sobre el crecimiento, mientras que el número de países pobres tiene un efecto negativo. Por su parte, Schiff y Wang (2008) desarrollan un modelo de crecimiento endógeno en una economía

abierta como la de Coe y Helpman (1995) para comprobar esta hipótesis. Encuentran que si bien el comercio de bienes con cierto contenido de I&D de los países en desarrollo es positivo para el crecimiento de la PTF, tanto cuando los socios comerciales son otros países en desarrollo como países desarrollados, el efecto del comercio con países desarrollados es mayor que con países en desarrollo.

En resumen, es posible afirmar que el nivel de desarrollo de los socios comerciales condiciona la transferencia de tecnología y el incremento de la calidad y productividad de los países exportadores por medio de las exportaciones.

II.4. Consideraciones Finales

Hay consenso en la literatura que las exportaciones podrían favorecer el crecimiento a largo plazo de los países exportadores incrementado la productividad de los mismos. No obstante, la hipótesis de crecimiento liderado por exportaciones no se cumple inexorablemente, sino que hay ciertos condicionantes que favorecen el cumplimiento de la misma. Entre ellos, la composición y grado de diversificación de la canasta exportadora juegan un rol clave en la determinación de las ganancias de las exportaciones sobre el crecimiento. De la misma manera, el destino de las exportaciones no es indiferente para la relación entre exportaciones y crecimiento a largo plazo. Los socios comerciales inciden de diversas maneras en el efecto de las exportaciones sobre el crecimiento, tales como el condicionamiento de la estructura de la canasta exportadora. Sin embargo, más allá del tipo de bienes que se exporten, el nivel de desarrollado de los países importadores también determina el grado de transferencia de conocimiento, así como el nivel de calidad de los productos exportados y el grado de sofisticación del proceso exportador en general.

El debate sobre el impacto de exportar a países relativamente más o menos desarrollados no está cerrado, ya que hay evidencia tanto a favor de un argumento como de otro. Por un lado, las exportaciones hacia países más desarrollados permiten obtener ganancias derivadas de una demanda más sofisticada y transferencia de tecnología. Por otro lado, las exportaciones hacia países similares o menos desarrollados ofrecen beneficios en términos de una mayor diversificación de la canasta exportadora y exportaciones de bienes con mayor potencial de incrementar la productividad. La mayoría de los trabajos en este campo concluye que la incidencia del destino de exportación en el impacto de las exportaciones sobre el crecimiento depende de qué efecto prevalezca, y es en definitiva una cuestión empírica.

CAPÍTULO III: EXPORTACIONES A CHINA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO

Las exportaciones desde América Latina a China han crecido significativamente desde principio de siglo, por lo que la participación de China como destino de exportación de los países latinoamericanos se incrementó notablemente. Dado que las exportaciones hacia China están altamente concentradas en bienes primarios, la evidencia presentada en el capítulo anterior sugeriría que las ganancias sobre el crecimiento de la región son inciertas. Si bien el aumento de las exportaciones podría ser positivo, al menos en el corto plazo, el desplazamiento de recursos desde sectores más productivos y con encadenamientos hacia el resto de la economía, así como la falta de transferencia de tecnología, generan dudas acerca del efecto sobre el crecimiento a largo plazo. Hasta el momento no hay estudios econométricos que estimen el efecto que las exportaciones desde América Latina a China tienen en el crecimiento de los países en la región. No obstante, hay evidencia sobre el impacto que el aumento de las exportaciones a China ha tenido en otros países no desarrollados, como los africanos, que también presentan dotaciones de recursos y ventajas comparativas complementarias al país asiático. En este caso, la mayoría de los estudios concluye que exportar a China no resulta significativo para explicar el crecimiento de esos países.

En este contexto, este capítulo está estructurado en dos secciones. Por un lado, en la sección III.1 se realiza una revisión de la literatura empírica existente sobre el impacto del comercio con China en el crecimiento económico de los países exportadores no desarrollados. Por otro lado, en la sección III.2 se presentan los hechos estilizados de las exportaciones desde los países de América Latina hacia China. A su vez, se reseñan las vías por las cuales las exportaciones a dicha nación pueden impactar en el crecimiento económico de los países de la región.

III.1. Evidencia Empírica Previa sobre el Impacto de Exportar a China en el Crecimiento de los Países en Desarrollo

Como se mencionó anteriormente, no hay hasta el momento evidencia empírica sobre el impacto del comercio con China en el crecimiento a largo plazo de los países de América Latina. No obstante, algunos trabajos han estimado económicamente el efecto de las exportaciones a China sobre el crecimiento económico de otros países no desarrollados que han incrementado notablemente los flujos de comercio con China, como los países de África. Estos países evidencian una relación comercial con China similar a la experimentada por las economías de América Latina. Los países de África, al igual que los de América Latina, presentan dotaciones de recursos y ventajas comparativas complementarias a las de China. Por lo tanto, sus exportaciones hacia este país se concentran también en bienes primarios. Es por tal motivo que a pesar de que el nivel de ingreso entre los países de América Latina y África difiera, resulta de interés evaluar el efecto de exportar a China en el crecimiento de estos últimos.

Uno de los primeros trabajos en este área es el de Maswana (2009), quien analiza el impacto de las exportaciones africanas hacia China empleando técnicas de series de tiempo, en base a la versión del test de causalidad de Granger de Toda y Yamamoto (1995). Este autor estudia Kenia y Sudáfrica entre 1995 y 2005, sin verificar la hipótesis de crecimiento liderado por exportaciones a China. Maswana (2009) argumenta que el fracaso del cumplimiento de la hipótesis de ELG se debe a la estructura de las exportaciones, pero no verifica empíricamente si las exportaciones primarias limitan el efecto sobre el crecimiento. Encuentra, sin embargo, evidencia de que existe una relación de causalidad en el sentido inverso. Es decir, el mayor crecimiento de estos países africanos conduce a mayores exportaciones a China.

En el mismo sentido, Balamoune-Lutz (2011) analiza el efecto del comercio con China en el crecimiento de los países africanos empleando un modelo de panel dinámico para el período 1995-2008. Este autor incorpora al análisis la influencia del patrón exportador en la relación considerando tanto la participación de las exportaciones a China en las exportaciones totales, como el grado de concentración de las exportaciones hacia el país asiático. A su vez, compara el efecto de las exportaciones hacia distintos destinos. Por un lado, encuentra que las exportaciones a China no tienen un efecto significativo sobre el crecimiento de los países africanos mientras que las exportaciones a países desarrollados presentan una relación positiva y significativa con el mismo. En consecuencia, concluye a favor de la hipótesis de crecimiento condicionado por el destino de exportación, o “growth by destination.” Contrariamente a lo que podría esperarse, Balamoune-Lutz (2011) encuentra que la concentración de las exportaciones a China tiene un efecto positivo sobre el crecimiento, lo que podría deberse al aprovechamiento de economías de escala y especialización. Además, este autor considera la

existencia de no linealidades en la relación entre exportaciones a China y crecimiento en África, pero no confirma la hipótesis de que existe una relación no lineal entre ambas variables.

Similarmente, Bandara (2012) utiliza un modelo de crecimiento endógeno en paneles dinámicos para estudiar el impacto del comercio con China en el crecimiento económico de 44 países de África Sub-Sahariana entre 1970 y 2009. Este autor encuentra que las exportaciones hacia China tienen un efecto positivo y creciente sobre el crecimiento de los países africanos al comparar distintos subperíodos, aunque sólo resultan significativas para explicar el crecimiento en los últimos años. Al mismo tiempo, encuentra que la elasticidad del crecimiento de esta región en relación a las exportaciones al resto del mundo ha disminuido con el paso del tiempo. Esto podría deberse al incremento de la participación de las exportaciones a China en las exportaciones totales de estos países.

Por su parte, Diaw y Lessoua (2013) analizan el impacto del comercio con China en el crecimiento de los países de África Central. En base a un modelo de panel dinámico encuentran que, en términos generales, el comercio con China no resulta significativo para explicar el crecimiento de estos países. Sin embargo, estos autores encuentran que la especialización en bienes primarios tuvo un efecto negativo sobre el crecimiento de las economías africanas, el cual se ve reducido por el comercio con China. En otras palabras, encuentran que exportar a China reduce el efecto negativo sobre el crecimiento asociado a la abundancia de recursos naturales debido a que la demanda china estimuló la inversión y condujo a mejoras de infraestructura (por ejemplo rutas, electricidad, etc.), necesarias para asegurar el acceso chino a los bienes naturales africanos. Además, estos países se beneficiaron al poder expandir la industria exportadora por la mayor demanda china y superar las restricciones para exportar a otros mercados más sofisticados.

Por otro lado, Busse et al. (2014) analizan empíricamente el impacto del comercio con China en el crecimiento de los países de África mediante técnicas de paneles dinámicos en base a un modelo de crecimiento de Solow (1956) para el período 1991-2011. Encuentran que las exportaciones desde los países de África a China tienen un efecto positivo sobre el crecimiento aunque no significativo. No obstante, los resultados sugieren que los países que exportan bienes primarios a China se han beneficiado del aumento de los precios internacionales de los mismos a raíz de la mayor demanda China, lo que se traslada en una mejora de los términos de intercambio y mayor tasa de crecimiento.

Por último, Kummer-Noormamode (2014) testea empíricamente si el comercio con China tiene un efecto positivo sobre el crecimiento de 37 países africanos entre 1985 y 2012 mediante un modelo de panel. A tal fin, diferencia el grado de apertura con diferentes socios comerciales, tales como China, Estados Unidos, la Unión Europea y el resto del mundo. Mientras que el comercio con la Unión Europea y el resto del mundo tiene un efecto positivo y significativo en el crecimiento de los países africanos, el comercio con China y Estados

Unidos resulta no significativo. En relación a las exportaciones a China, la falta de significatividad se debe principalmente a que, como en el caso de América Latina, el comercio entre África y China creció notablemente a partir de 2000, momento en que se evidencia un quiebre estructural en la evolución de los flujos comerciales bilaterales. Por lo tanto, al dividir la muestra entre antes y después del año 2000, este autor confirma que el comercio con China tiene un efecto positivo y significativo únicamente desde principio de siglo.

En conclusión, la evidencia empírica sobre el efecto de las exportaciones hacia China desde los países no desarrollados en el crecimiento de los mismos no es concluyente. La mayoría de los trabajos no encuentran una relación significativa entre ambas variables, mientras que otros detectan un quiebre estructural a partir del año 2000, momento en que los flujos comerciales comienzan a evolucionar más dinámicamente, tal como en el caso de América Latina. Más aun, la evidencia encontrada hasta el momento no confirma la hipótesis de que la primarización y concentración de las exportaciones hacia China podrían tener un efecto negativo en el crecimiento de los países no desarrollados. Por el contrario, la evidencia sugeriría que estas naciones podrían beneficiarse de la especialización y las economías de escala que ofrece el comercio con China, y la mayor inversión derivada del aumento de la relación comercial.

III.2. Exportaciones a China y Crecimiento Económico en América Latina

A fin de analizar las vías por las cuales las exportaciones a China impactan en el crecimiento a corto y largo plazo de los países de América Latina, es necesario primero evaluar las características de la canasta exportadora a este país. Como se describió en el capítulo II, la hipótesis de ELG no se cumple incondicionalmente sino que depende del patrón exportador y los socios comerciales, entre otros factores. Las exportaciones a China, principalmente desde los países de América del Sur, presentan un grado de concentración en bienes primarios mayor que el del resto de las exportaciones. Por lo tanto, de acuerdo a la evidencia teórica y empírica analizada en el capítulo anterior, las mayores exportaciones a China podrían impactar negativamente en el crecimiento de los países de América Latina. La demanda china no sólo incentiva la primarización de la estructura exportadora de la región, sino que exportar a China podría ser relativamente menos beneficioso que exportar a otros países, independientemente del tipo de bien.

Esta sección está dividida en dos apartados. En primer lugar, se presentan los hechos estilizados en relación a las exportaciones desde los países de América Latina hacia China. Dado que los mismos no son homogéneos para toda la región, se diferencian los hechos estilizados para los países de América del Sur por un lado, y los de América Central y México por el otro. Seguidamente, sobre la base de las características de la canasta exportadora a China, se describen los distintos canales por los que las exportaciones a este destino podrían impactar en el crecimiento económico de los países latinoamericanos.

III.2.1. Hechos Estilizados de las Exportaciones de América Latina a China

En esta sección se realiza una caracterización de las exportaciones de los países de América Latina a China, exponiendo los principales hechos estilizados en las últimas tres décadas.¹² Los cuadros y gráficos a los que se hace referencia se exponen en el anexo III.2.3.

Hasta fines de la década del noventa las exportaciones a China desde América Latina eran muy bajas o casi insignificantes para la mayoría de los países de la región, como muestra

¹² La elección del período considerado en la descripción de los hechos estilizados obedece al período de estudio en el capítulo siguiente, donde se realiza el análisis econométrico del impacto de las exportaciones a China en el crecimiento de América Latina. Como se explicará en dicho capítulo, la elección del período se basa en la disponibilidad de datos de comercio bilateral entre ambas regiones. Por otro lado, en esta sección América del Sur se refiere a los siguientes países: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Perú, Paraguay, Uruguay y Venezuela. América Central incluye Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras y Panamá. En consecuencia, América Latina incluye los países de América del Sur y Central listados previamente, y México. Adicionalmente, los otros socios comerciales considerados para llevar a cabo el análisis en términos comparativos (Estados Unidos, la Unión Europea y América Latina) se escogieron porque en términos generales, conjuntamente con China representan alrededor del 80% de las exportaciones totales, como refleja el cuadro III.3.

el gráfico III.1. Si bien las exportaciones se expandieron hacia fines del siglo pasado, es a partir del año 2000 cuando las exportaciones a China desde América Latina, especialmente desde los países de América del Sur, se aceleran de manera más significativa, como se observa en el gráfico III.2. Mientras que las exportaciones desde América Latina a China crecieron a una tasa promedio de 14% anual entre 1980 y 1999, durante el período 2000-2013 crecieron a una tasa promedio de 35% anual, como muestra el cuadro III.1. Particularmente Brasil, Chile y Venezuela son los países con mayores exportaciones a China, ya que 70% de las exportaciones de América Latina hacia el país asiático provienen de estas tres naciones.

Este mayor dinamismo de las exportaciones a China desde 2000 en comparación a las dos décadas anteriores no se explica solamente por los bajos niveles de comercio inicial, sino que responden a un conjunto de eventos que convergen a principios de siglo y dan lugar a un punto de inflexión en los flujos comerciales. Entre ellos se encuentran la incorporación de China a la OMC y las reformas de mercado que ello implica, tales como mayor apertura comercial. Simultáneamente, China comenzó a experimentar restricciones en el suministro doméstico de materias primas como consecuencia de la evolución en su fase de desarrollo. La escasez de oferta experimentada se ve reflejada en el creciente déficit chino en el comercio de bienes primarios. Al mismo tiempo, se dio un aumento en el precio internacional de las commodities que exportan los países de la región y que China importa. Sumado a esto, las reformas estructurales que tuvieron lugar en América Latina durante las décadas del ochenta y noventa llevaron a una mayor estabilización y apertura en varios países de la región, permitiendo que los exportadores de América Latina pudieran corresponder la mayor demanda china (Cesarín y Moneta, 2005; Jenkins et al., 2008; BID, 2010a; Jenkins, 2012).

En consecuencia, un gran número de países latinoamericanos, particularmente del Cono Sur, se ha beneficiado de la mayor demanda china aumentando sus exportaciones, lo que se ve reflejado en la creciente elasticidad de las exportaciones de América Latina a China con respecto al crecimiento económico chino. Los trabajos de Lederman et al. (2007) y BID (2010b) estiman que dicha elasticidad es positiva, mayor a uno y ha crecido en los últimos años, siendo mayor para los países de América del Sur. Puntualmente, Lederman et al. (2007) derivan una elasticidad mayor a 4 para algunos países del Cono Sur en el período 2000-2004 (excluyendo productos petroleros).¹³ Es decir, ante un incremento del crecimiento chino de 1% se espera que las exportaciones desde los países del Cono Sur hacia China se incrementen aproximadamente 4%. Por su parte, el trabajo de BID (2010b) concluye que hay un quiebre estructural en el comercio bilateral entre la región y China en el año 2000, después del cual la elasticidad es 2,4 para el período 2001-2006. Más aun, este trabajo estima que la elasticidad

¹³ El grupo de países del Cono Sur está compuesto por Argentina, Brasil, Chile, Paraguay y Uruguay.

de las exportaciones latinoamericanas con respecto a la demanda china es superior a la elasticidad con respecto a la demanda mundial.

De la misma manera, la expansión de las exportaciones a China fue acompañada por un incremento de la contribución de China al aumento de las exportaciones totales en la región, como señalan Jenkins et al. (2008). Estos autores analizan tal impacto entre 2000 y 2005 y concluyen que en Argentina, Brasil, Chile y Perú la contribución china al crecimiento de sus exportaciones fue de entre 14% y 20%. Tomando un horizonte temporal más extenso, como se observa en el gráfico III.3, la contribución de China al crecimiento de las exportaciones de América Latina fue de 11% para el período 2000-2013, muy superior al 1% durante el período 1980-1999. Si bien otros destinos de exportación aun representan una mayor contribución al crecimiento de las exportaciones totales, la contribución de China ha ido en aumento en detrimento de éstos. Por ejemplo, la contribución de Estados Unidos disminuyó de 57% a 41% de un período a otro.

No sólo las exportaciones a China han crecido considerablemente, sino que lo han hecho a tasas mayores que las exportaciones totales y a los principales socios comerciales de los países de la región, como refleja el cuadro III.1. Particularmente desde 2000, las exportaciones totales desde la región a los principales socios comerciales (Estados Unidos y la Unión Europea) y las exportaciones intrarregionales han crecido a tasas promedio anuales de entre 8% y 12%, mientras que las exportaciones a China crecieron 35%.

Una de las principales consecuencias de la mayor evolución de las relaciones comerciales con China es que la participación de las exportaciones a este destino en las exportaciones totales de América Latina aumentó, como se ve en el gráfico III.4. Mientras que en la década del noventa la participación promedio de China como destino de exportación era 2% para América del Sur, en la actualidad es 16%, siendo inclusive mayor a 20% para algunos países del Cono Sur, como muestra el cuadro III.2. De hecho, China está entre los primeros cuatro destinos de exportación para diez países de América Latina, cuando en el año 2000 ni siquiera figuraba entre los principales veinte destinos para la mayoría de los países (cuadro III.3). Contrariamente, la participación de las exportaciones hacia otros socios comerciales, como los países de la Unión Europea, disminuyó, como se exhibe en el gráfico III.5 y cuadro III.2. En este sentido, las estimaciones de Jenkins (2012) y Rosales y Kuwayama (2012) sugieren que China podría llegar a desplazar a Estados Unidos y la Unión Europea como principal socio comercial de algunos países de la región en el mediano plazo. Esta tendencia se da principalmente en los países del Cono Sur, como Brasil y Chile, que concentran la mayoría de las exportaciones hacia China. Por el contrario, China sigue representando una pequeña porción de las exportaciones para los países de América Central y México, a excepción de Costa Rica, como evidencia el gráfico III.5.

Una de las principales características que diferencian las exportaciones a China de las exportaciones a otros países en desarrollo es la composición de los flujos de comercio. En primer lugar, es posible distinguir la relación con China entre los países de América del Sur, y los de América Central y México (Rosales y Kuwayama, 2007; BID, 2010a; Jenkins, 2012; Ocampo, 2012). Por un lado, la composición del comercio bilateral entre los países de América del Sur y China se explica en gran medida por la complementariedad del patrón de ventajas comparativas y dotaciones de recursos entre ambas regiones (Mesquita Moreira, 2007; Cárdenas y Kugler, 2011; Jenkins, 2012).¹⁴ La economía china es complementaria a la de los países de América del Sur porque es abundante en trabajo y escasa en recursos naturales (BID, 2010a). Consecuentemente, las exportaciones de América del Sur a China se concentran en productos basados en recursos naturales como minerales, energía y productos agrícolas, mientras que las importaciones desde China se concentran en manufacturas livianas (Jenkins, et al., 2008; Paus, 2009; BID, 2010a; Cárdenas y Kugler, 2011; Ferchen, 2011; Jenkins, 2012). Para su rápido crecimiento, China necesita asegurarse el abastecimiento de materias primas, alimentos y productos energéticos, bienes en que la región se especializa.

Contrariamente, la relación comercial de México y América Central con China se caracteriza mayormente por sus canastas suplementarias y la competencia en terceros mercados, especialmente Estados Unidos (Devlin et al., 2007; Rosales y Kuwayama, 2007, 2012; BID, 2010a). Es por tal motivo que las exportaciones desde estos países hacia China no muestran el mismo dinamismo y relevancia que las de los países de América del Sur.

Las exportaciones de bienes primarios desde América Latina a China representan alrededor de 90% de las exportaciones totales a este destino, como muestra el gráfico III.6.¹⁵ Adicionalmente, el grado de primarización de las exportaciones hacia China ha ido aumentando a lo largo del tiempo. Mientras que hasta fines del siglo XX las exportaciones de bienes primarios hacia China representaban en promedio 66% de las exportaciones totales desde la región a este destino, en el período 2000-2013 las mismas representaban 85% en promedio, tal como se evidencia en los gráficos III.6 y III.7. También es destacable que el grado de primarización de la canasta exportadora a China es muy superior al de las

¹⁴ La complementariedad en la dotación de recursos no es el único elemento determinante en la relación. De acuerdo al trabajo de BID (2010a), tanto las barreras tarifarias como no tarifarias, los costos de transporte y otros elementos vinculados a la facilitación de comercio también condicionan el patrón de exportación de América Latina a China. Las altas tarifas que impone China guiadas por un esquema de progresividad o intensificación tarifaria, donde las tarifas se incrementan proporcionalmente al nivel de elaboración de los productos importados, dificulta las posibilidades de diversificación de las exportaciones de América Latina a China. Además, factores vinculados a políticas concretas del gobierno chino relacionadas a las cadenas de valor y promoción de la industria doméstica explican la tendencia a importar bienes con menor valor agregado y de instancias más tempranas de la cadena productiva desde los países de América Latina.

¹⁵ En base a la clasificación SITC, revisión 2, los bienes primarios incluyen bienes agrícolas (líneas arancelarias 0+1+2-27-28+4), minería (27+28+68) y combustibles (3). Los datos de comercio se tomaron de la base de datos UN COMTRADE.

exportaciones totales y las exportaciones hacia los principales socios comerciales. Como muestra el gráfico III.7, la participación de las exportaciones de bienes primarios en las exportaciones totales es inferior a 50% en el caso de las exportaciones al mundo, Estados Unidos y los países de América Latina vis-a-vis 85% en el caso de China. Más aun, mientras que el grado de primarización de las exportaciones hacia otros destinos como la Unión Europea, Estados Unidos, y otros países de América Latina ha disminuido a lo largo del tiempo, como se observa en el gráfico III.7, en el caso de los flujos hacia China ha ido en aumento. Sin embargo, si bien la participación de bienes primarios en las exportaciones totales al mundo fue disminuyendo hasta fines del siglo pasado, comenzó a aumentar nuevamente desde principios de la década de 2000, como se observa en el gráfico III.8. Este hecho coincide con el surgimiento de China como uno de los socios comerciales más dinámicos de la región.

No obstante, el nivel de productividad implícita asociado a la canasta exportadora a China no es necesariamente inferior al asociado a otros destinos de exportación, como se observa en los gráficos III.9 y III.10. Como variable “proxy” del nivel de productividad implícita de las exportaciones se emplea una derivación del indicador “EXPY” desarrollado por Hausmann et al. (2007), desagregando por destino de exportación. Estos autores proponen estimar el nivel de productividad asociado a las exportaciones de un país en base al nivel de ingreso de los países exportadores de cada bien que compone la canasta exportadora. Para construir el indicador “EXPY” primero es necesario calcular el índice “PRODY,” que es el promedio ponderado del ingreso per cápita de los países que exportan cierto bien. Consecuentemente, este índice representa el nivel de ingreso ponderado asociado a cada producto. Así, hay un índice “PRODY” para cada producto exportado, definido de la siguiente manera:

$$PRODY_k = \sum_j \frac{\left(\frac{x_{jk}}{X_j} \right)}{\sum_j \left(\frac{x_{jk}}{X_j} \right)} Y_j$$

donde j son los países exportadores, k los productos exportados, x_{jk} las exportaciones del país j del bien k , X_j las exportaciones totales del país j , e Y_j es el PBI per cápita del país j . De esta manera, bienes con “PRODY” alto tienen mayor productividad implícita. Por ejemplo, los bienes primarios tienen asociados un menor índice “PRODY” porque los países que los exportan tienen en promedio un menor nivel de ingreso per cápita relativo. A raíz de la construcción del índice se deriva que bienes exportados por países más ricos tienen un nivel de productividad asociada superior.

Luego, “EXPY” es el promedio ponderado de “PRODY” para cada país, donde la ponderación es la participación del producto k en las exportaciones totales del país, de la siguiente manera:

$$EXPY_j = \sum_k \left(\frac{x_{jk}}{X_j} \right) PRODY_k$$

A fin de diferenciar si la productividad asociada a la canasta exportadora a China difiere de la de otros destinos de exportación, se estima el indicador “EXPY” para cada canasta de exportación diferenciando el destino de la misma. Es decir, para cada destino de exportación se consideran los índices “PRODY” de todos los productos que se exportan al mismo únicamente, ponderados por la participación en las exportaciones totales hacia ese destino, como sigue:

$$EXPY_j^i = \sum_k \left(\frac{x_{jk}^i}{X_j^i} \right) PRODY_k$$

donde i es el destino de exportación, x_{jk}^i son las exportaciones del país j al país i del bien k , y X_j^i son las exportaciones totales del país j al país i .¹⁶

En términos generales, Hausmann et al. (2007) encuentran que el nivel de productividad implícita de la canasta total de exportaciones de los países de América Latina, a excepción de México, es muy bajo, lo que se condice con los resultados que se muestran en el gráfico III.9. Lederman et al. (2009) también estiman este indicador para América Latina y arriban a conclusiones similares. Esto refleja el hecho de que los países de América Latina exportan principalmente bienes primarios, y en consecuencia el nivel de productividad asociado a su canasta exportadora es menor que el que se esperaría para países de ingresos per cápita similares. De hecho, el nivel “EXPY” promedio para América Latina es menos de la mitad del ingreso per cápita real promedio para los países de la región, como se ve en los gráficos III.9 y III.10.

Sin embargo, a lo largo del tiempo el nivel de productividad implícita aumentó para todas las exportaciones independientemente del destino de las mismas. Asimismo, si bien la canasta exportadora a China está altamente concentrada en bienes primarios, como se describió anteriormente, no revela un menor nivel de productividad implícita comparado a la canasta total, o a otros destinos como Estados Unidos, la Unión Europea y América Latina, como muestran los gráficos III.9, III.11 y III.12. Por el contrario, tanto antes como después del año

¹⁶ Para la estimación de este índice se emplean las exportaciones desagregadas a 4 dígitos en base a la clasificación SITC, revisión 2, para el período 1983-2013. Se toman las exportaciones en dólares corrientes de UN COMTRADE. Como sugieren Hausmann et al. (2007), se construye el indicador “PRODY” de manera balanceada. Es decir, se usa una muestra de países consistente donde los países exportadores son los mismos para todo el período considerado a fin de evitar sesgos en la estimación del índice. Se toma el PBI per cápita real dado por el PBI per cápita en dólares constantes de 2005 de la base de Indicadores de Desarrollo Mundial del Banco Mundial (WDI).

2000, el nivel de productividad asociado a las exportaciones a China fue superior al de las exportaciones totales y los otros principales destinos de exportación. Esto se condice con los resultados encontrados por Klinger (2009), quien también estima el índice “EXPY” por destino y concluye que para los países latinoamericanos las exportaciones hacia países en desarrollo presentan levemente mayor sofisticación que las exportaciones hacia los países desarrollados. No obstante, si bien la productividad implícita de las exportaciones hacia China ha ido en aumento, el “EXPY” de las exportaciones hacia China ponderado para la región aumentó a una tasa menor que el asociado a las exportaciones totales y a otros destinos, como se ve en el gráfico III.9.

Cabe destacar que la situación no es homogénea para todos los países de la región, como se ve en el gráfico III.11. En primer lugar, la productividad implícita de las exportaciones hacia China desde los países de América del Sur es mayor que la de los países de América Central y México. Además, mientras que las exportaciones desde los países de América del Sur hacia China fueron aumentando su nivel de productividad implícita en promedio con el tiempo, en el caso de los países de América Central y México la tasa de crecimiento de la productividad asociada a las exportaciones hacia China fue menor. Aun dentro de los países de América del Sur se pueden observar algunas diferencias, como muestra el gráfico III.12. Mientras que en Chile, Colombia y Perú la productividad implícita de las exportaciones a China evolucionó más rápido que la del resto del mundo, en Argentina, Brasil y Uruguay no fue el caso. Esto podría estar relacionado a la composición de las exportaciones primarias desde estos países hacia China. Como se ve en el gráfico III.13, Chile y Perú, que son aquellos países para los cuales la productividad implícita de las exportaciones a China es superior, tienen una mayor participación del sector minero en las exportaciones totales a China, que, como se mencionó en el capítulo II, es más intensivo en el uso de tecnología y conocimiento que el resto de las commodities. Análogamente, Colombia presenta una canasta exportadora a China más diversificada, y en Uruguay la participación de las manufacturas es mayor. Contrariamente, Argentina tiene la más alta participación de bienes agrícolas en sus exportaciones a China, por lo que el nivel de productividad asociado es menor. Esto indicaría que existe una correlación entre los distintos bienes primarios exportados a China y la productividad implícita de los mismos. De hecho, Klinger (2009) también concluye que la menor sofisticación asociada a las exportaciones al Norte en relación al Sur, siguiendo la terminología de los modelos de comercio Norte-Sur, se debe a la composición de las exportaciones.

Estos resultados también pueden deberse a que el índice “EXPY” no considera que existe una amplia variación en los niveles de ingreso de los exportadores de ciertos productos, como indican Sutton y Trefler (2011). Más aun, se asume que es indistinto exportar a un país que a otro ya que cada bien tiene asociado el mismo nivel de “PRODY” independientemente

del destino al que es exportado, lo que puede no ser cierto porque la calidad de los productos no es idéntica. En otras palabras, al no considerar diferencias de calidad no es posible identificar distintos niveles de productividad asociados a las mismas. Como se describió en el capítulo II, hay diferencias de calidad asociadas a los países a los cuales se envían las exportaciones que podrían condicionar los niveles de “PRODY.”

Por otro lado, los países de América Latina podrían exportar a China productos con mayores niveles de “PRODY” simplemente porque China los importa desde los mismos, y otros países como Estados Unidos o la Unión Europea no, debido a estándares de calidad o cumplimiento de ciertas regulaciones, entre otros motivos. Esto podría explicar que la correlación negativa entre el “EXPY” de la canasta exportadora y el nivel de ingreso del destino de exportación se da simplemente por las características de la demanda.¹⁷

A fin de corroborar si el mayor “EXPY” de la canasta exportadora hacia China está asociado a deficiencias en la medición de la productividad implícita de los productos exportados, se considera el valor unitario agregado de las exportaciones totales y la canasta de exportación hacia China. Como señalan Hallak (2006) y Brambilla et al. (2010), la diferenciación de la calidad es uno de los principales motivos de los distintos valores unitarios de las exportaciones, aun cuando se considere un alto nivel de desagregación. En consecuencia, los valores de exportación unitarios pueden considerarse como variable “proxy” de la calidad de los productos exportados. El cuadro III.4 muestra la evolución del valor unitario ponderado de la canasta exportadora por destino para algunos países de América Latina.¹⁸ A excepción de Costa Rica, la canasta exportadora a China tiene un valor unitario promedio muy inferior al de las exportaciones totales, lo que sugiere que la calidad promedio de las exportaciones a China es menor que la del resto de las exportaciones.¹⁹ Esto se condice con la alta participación de bienes primarios con escaso grado de procesamiento y contenido tecnológico en la canasta exportadora a China en relación a la del resto del mundo, como se describió anteriormente. La evolución de la calidad de la canasta exportadora a China entre 2005 y 2012 es disímil entre los distintos países de la región. Mientras que en Costa Rica, El

¹⁷ Adicionalmente, como señalan Lederman et al. (2009), el nivel de desagregación de SITC a 4 dígitos podría no ser suficiente para la estimación del índice “PRODY.”

¹⁸ A fin de construir el valor unitario de la canasta exportadora se tomaron los valores unitarios de las exportaciones bilaterales de la base TUV de CEPII en base a la clasificación HS02 con 6 dígitos de desagregación, siguiendo a Berthou y Emlinger (2011). Una de las ventajas de utilizar esta base de datos es que provee los valores unitarios ajustando la existencia de valores aberrantes. Para derivar el valor unitario de la canasta total los valores unitarios se ponderaron por la participación de las exportaciones de cada bien en las exportaciones totales de cada país. Los datos de las exportaciones bilaterales fueron tomados de UNCOMTRADE (HS02 a 6 dígitos). El período para el cual hay disponibilidad de datos es limitado dado que la base de datos TUV ofrece información desde el año 2000 únicamente, o inclusive posterior para algunos países de la región.

¹⁹ Las exportaciones de Costa Rica a China en el período considerado están altamente concentradas en circuitos electrónicos a raíz de la planta de ensamblado de Intel que estuvo funcionando en el país hasta el año 2014 (Jenkins y Dussel Peters, 2009). Es por tal motivo que el valor unitario ponderado de las exportaciones a China desde Costa Rica es muy superior al del resto de los países de la región.

Salvador, Perú y Uruguay disminuyó, en el resto de los países considerados aumentó. No obstante, para la mayoría de los países de América Latina la evolución del valor unitario de la canasta exportadora a China fue inferior a la de las exportaciones totales.

Además, en países como Argentina, Brasil y Chile se ha evidenciado que las exportaciones hacia China se han ido moviendo hacia estadios de la cadena de valor con menor valor agregado, como señalan Jenkins y Dussel Peters (2009) y Paus (2009). Este fenómeno responde a una deliberada política china de fomentar la industria doméstica reduciendo sus importaciones de productos con cierto grado de elaboración.

La primarización de las exportaciones desde América Latina a China también se refleja en la ausencia de comercio intraindustrial para la mayoría de los países de la región, a excepción de México, como señalan Blázquez-Lidoy et al. (2006), Banco Mundial (2011), Bittencourt (2011) y Rosales y Kuwayama (2012). Estos trabajos muestran que la participación del comercio intraindustrial entre América Latina y China es muy inferior al que se evidencia con otros socios comerciales como los países de América Latina, Estados Unidos y la Unión Europea.²⁰ Estos autores también indican que la proporción de comercio intraindustrial en las exportaciones desde América Latina a China ha ido disminuyendo en las últimas décadas.

Otra de las principales características de las exportaciones desde América Latina a China es que presentan un elevado grado de concentración, como muestra el cuadro III.5. Hasta fines del siglo XX, las principales cuatro exportaciones desde los países de la región hacia China representaban casi el 100% de las exportaciones totales a este destino.²¹ Si bien a partir del año 2000 se evidencia una disminución del grado de concentración, la participación de las cuatro principales exportaciones sigue siendo casi 100%. De hecho, para la mayoría de los países de América Latina las exportaciones a China se concentran en un solo producto, o grupo de productos y sus derivados, como es el caso de la soja en Argentina, soja y acero en Brasil, cobre en Chile y cobre y pescado en Perú (Rosales y Kuwayama, 2007, 2012; Jenkins, 2012). En el caso de Argentina, por ejemplo, tres productos (semillas de soja, aceite de soja y petróleo) constituyen más del 84% de sus exportaciones totales a China. Un caso similar es el de Chile, donde tres productos (cobre refinado, concentrado de cobre y pulpa de madera) representan el 85% de sus exportaciones totales al país asiático (Rosales y Kuwayama, 2007).

Esta información también se corrobora mediante la estimación del índice de concentración de Herfindahl (IH), que se define de la siguiente manera:

²⁰ Por ejemplo, Bittencourt (2011) estima que el índice de comercio intraindustrial (índice de Grubel y Lloyd) entre América Latina y China en el período 1990-2009 es 10%, mientras que el índice para los flujos de comercio intrarregionales es 55% en el mismo período.

²¹ Medidas mediante la nomenclatura SITC revisión 2, con un nivel de desagregación de 4 dígitos, tomadas de la base de datos de UN COMTRADE.

$$IH_i = \frac{\sum_{k=1}^n (s_k)^2 - 1/n}{1 - 1/n}$$

donde s_k es la participación de las exportaciones del bien k en las exportaciones totales del país i , siendo n el total de líneas tarifarias exportadas. s_k se define como se muestra a continuación:

$$s_k = \frac{x_k}{\sum_{k=1}^n x_k}$$

siendo x_k las exportaciones del país i del bien k . El índice está normalizado entre cero y uno, y por lo tanto mayores valores indican mayor concentración. El gráfico III.14 muestra la evolución de este índice para las exportaciones hacia China y otros destinos de exportación en el período 1983-2013.²²

No sólo las exportaciones desde América Latina a China están altamente concentradas en bienes primarios, como evidencia el gráfico III.6, sino que el grado de concentración es mucho mayor que para las exportaciones totales, y otros destinos de exportación, como muestran los gráficos III.14 y III.15. De hecho, las exportaciones a Estados Unidos presentan un grado de concentración similarmente alto, mientras que las exportaciones a otros países en desarrollo de América Latina presentan un mayor grado de diversificación, como sugiere la teoría citada en el capítulo II. Es decir, se verifica la premisa de Regolo (2013) quien señala que a mayor complementariedad de las ventajas comparativas de los socios comerciales, mayor es el grado de concentración de las exportaciones. Sumado a esto, si bien el grado de concentración de las exportaciones a China ha ido disminuyendo, no lo ha hecho tan rápido como el de las exportaciones totales, como se observa en el gráfico III.15. A nivel regional se encuentran algunas diferencias. En primer lugar, mientras que el índice de concentración disminuyó para los países de América del Sur, el mismo se ha incrementado para los países de América Central y México. En segundo lugar, el grado de concentración de las exportaciones a China ha sido muy superior para los países de América del Sur en relación al resto de América Latina hasta hace algunos años.

Adicionalmente, Jenkins (2012) muestra que la concentración de las exportaciones desde América Latina hacia China ha aumentado también en términos del número de firmas de cada país que están involucradas en el comercio bilateral. Este hecho también ha sido corroborado por otros autores como Barton (2009), quien señala que 60% de las exportaciones desde Chile hacia China corresponden a cinco empresas. López y Ramos (2009) indican que

²² Se calcula el índice utilizando exportaciones a 4 dígitos de desagregación de la clasificación SITC, revisión 2 tomadas de UN COMTRADE, en base al número de líneas tarifarias activas que se exportan en cada período, entendiéndose por activas aquellas líneas con valores distintos de cero.

para el caso de Argentina diez empresas concentran 70% de las exportaciones a China. De la misma manera, 85% de las exportaciones desde Costa Rica a China se concentran exclusivamente en una empresa (Jenkins y Dussel Peters, 2009).

En resumen, las exportaciones latinoamericanas a China crecieron significativamente a partir del año 2000, incrementando la participación de China como destino de exportación de la mayoría de los países. Las exportaciones desde la región a China se caracterizan por un alto grado de concentración en bienes primarios, muy superior al del resto de las exportaciones. Estos patrones se distinguen principalmente para los países de América del Sur, que son aquellos con ventajas comparativas complementarias a las chinas.

III.2.2. Canales de Influencia de las Exportaciones a China en el Crecimiento de América Latina

Ante el aumento de las exportaciones desde los países de América Latina hacia China, y las características de la canasta exportadora hacia este país descritas en el apartado precedente, ha surgido el interrogante sobre el impacto que exportar a China puede tener en el crecimiento económico de la región. Si bien existe consenso en que China incentivó la expansión de las exportaciones de América Latina, como se mostró anteriormente, el patrón exportador a China permitiría inferir que el efecto sobre el crecimiento de los países de la región podría no ser positivo (Lall et al., 2005; Santiso, 2006; Devlin et al., 2007; Mesquita Moreira, 2007; Gallagher y Porzecanski, 2008; Jenkins et al., 2008). La evidencia teórica y empírica descrita en el capítulo II concuerda en que el aumento de las exportaciones no deriva necesariamente en ganancias para el crecimiento a largo plazo de los países exportadores, sino que depende del patrón exportador. De hecho, muchos de los trabajos empíricos que testean la hipótesis de ELG en los países de América Latina, como por ejemplo Gutiérrez de Piñeres y Cantavella-Jorda (2007), Ocampo (2012) y Jun (2013), no encuentran evidencia robusta de que exista una relación de causalidad a largo plazo entre el crecimiento de las exportaciones y del producto. Esto se debe mayormente al bajo valor agregado de las exportaciones de América Latina, y la escasa generación de encadenamientos y derrames de tecnología hacia el resto de la economía, como argumenta Ocampo (2012).

En este contexto, a fin de analizar si las exportaciones hacia China podrían conducir a un mayor crecimiento en la región es necesario distinguir entre efectos de corto y largo plazo, los cuales pueden ser positivos o negativos. Por un lado, a corto plazo el aumento de las exportaciones a China presenta beneficios debido al aumento de la producción y expansión de las industrias exportadoras (Blázquez-Lidoy et al., 2006; Devlin et al., 2007; Adams-Kim y Lim, 2011). De hecho, el gráfico III.3 muestra que China ha contribuido crecientemente al incremento de las exportaciones de América Latina. Como se describió en el capítulo II, el

aumento de las exportaciones genera una redistribución de recursos desde las firmas menos productivas hacia otras más productivas, lo que traslada la frontera de producción, incrementando el consumo y el producto. De esta manera, el mercado chino representa una fuente de demanda importante y ofrece la posibilidad de absorber las exportaciones, particularmente de aquellos países que no cuentan con la capacidad para alcanzar ciertos estándares para exportar a países más desarrollados, o con una demanda más sofisticada. Sumado a esto, los ingresos fiscales provenientes de las exportaciones desde los países de América Latina a China aumentaron. Por ejemplo, Sinnot et al. (2010) señalan que entre 1998 y 2008 en Chile los ingresos por exportaciones pasaron de 3% a 21% de los ingresos totales, en Ecuador de 21% a 45% y en Venezuela de 30% a 50%.

Por otro lado, el impacto de exportar a China sobre el crecimiento a largo plazo de América Latina no es inequívoco. Como se analizó en el capítulo II, las exportaciones a países de menores ingresos relativos tienen tanto efectos positivos como negativos sobre los países exportadores. En primer lugar, las exportaciones a China permiten explotar las ganancias derivadas de las economías de escala que surgen a raíz del gran tamaño del mercado chino, y de la especialización en las ventajas comparativas, lo que contribuye al aumento de la productividad de la economía.

En segundo lugar, si bien podría esperarse que exportar a países menos desarrollados permita la especialización en bienes de mayor contenido tecnológico, en el caso de las exportaciones a China se da el caso contrario. Dado que las exportaciones a China están altamente concentradas en bienes primarios, los argumentos presentados en el capítulo II sugieren que el efecto sobre el crecimiento de los países de la región sería negativo. Como muestra Spilimbergo (2000), si la demanda internacional está sesgada hacia bienes menos sofisticados podría darse una mayor concentración de las exportaciones en este tipo de productos. Es decir, la demanda china podría acentuar el patrón de alta dependencia de sectores primarios poco dinámicos y con bajas oportunidades de incrementar el valor agregado, generar derrames y propiciar el cambio tecnológico en América Latina. Muchos de los trabajos que estudian el incremento en la relación comercial entre América Latina y China, como por ejemplo Lall et al. (2005), Blázquez-Lidoy et al. (2006), Mesquita Moreira (2007), Gallagher y Porzecanski (2008), Jenkins et al. (2008), Paus (2009) y Ferchen (2011) señalan que ésta sería la principal vía por la que las mayores exportaciones a China podrían condicionar el crecimiento de la región. Esto se da no sólo por la composición de las exportaciones hacia China, sino también por el alto grado de concentración de las mismas.

Asimismo, las mayores exportaciones de commodities a China podrían desplazar sectores productivos con más posibilidades de propiciar la transferencia de tecnología y generar derrames en el largo plazo, como predice la teoría expuesta en el capítulo II. Consecuentemente, las exportaciones a China podrían conducir a los problemas relacionados

a la “enfermedad holandesa” tales como volatilidad de los términos de intercambio y bajo crecimiento de la productividad (Bebczuk y Berrettoni, 2006). De hecho, Cárdenas y Kugler (2011) señalan que mientras que la participación de las manufacturas en el PBI de los países de la región disminuyó, la participación del sector minero y de los sectores no transables, como servicios y construcción, aumentaron, tal como predice la hipótesis de la “enfermedad holandesa.”

A pesar de que la participación de bienes primarios en las exportaciones a China es mucho mayor que al resto del mundo, las mismas no evidencian tener un menor nivel de productividad implícita en comparación al resto de las exportaciones, como se analizó anteriormente. En consecuencia, las exportaciones a China pueden no ser peores intrínsecamente en comparación a las que tienen otros destinos. Esto podría explicarse parcialmente por el aumento de las exportaciones del sector minero desde algunos países de América Latina, las cuales tienen asociado un mayor nivel de productividad y mayores ganancias para el crecimiento que el resto de los productos abundantes en recursos naturales. En otras palabras, aunque se exporten materias primas, exportar a China podría no ser necesariamente negativo para la región en tanto no sean bienes agrarios.

Independientemente del tipo de bien que se exporte, las exportaciones a países de menores ingresos involucran en general menores requerimientos de calidad y estándares, lo que impacta negativamente sobre la productividad y el crecimiento. Esto se evidencia al analizar los valores unitarios de las exportaciones a China, los cuales resultan significativamente menores que los del resto de las exportaciones, como se ve en el cuadro III.4. Kaplinsky et al. (2010) estudian las diferencias en las cadenas de valor donde las exportaciones desde países en desarrollo tienen como destino países desarrollados, como Estados Unidos y la Unión Europea, en contraposición a China. Encuentran que la mayor demanda china incentiva las exportaciones primarias de los países en desarrollo al mismo tiempo que el valor agregado y precio unitario de estos bienes disminuye. Esto refleja el hecho de que los productos exportados se trasladan a etapas más bajas de la cadena de valor, con menor contenido tecnológico y calidad, perjudicando el crecimiento a largo plazo. En esta misma línea, exportar a países menos desarrollados no propicia la transferencia de tecnología en la misma magnitud que a países más desarrollados ya que en estos últimos el nivel de conocimiento es mayor.

La evidencia empírica sobre el efecto de las exportaciones a China en el crecimiento a largo plazo de los países de América Latina es hasta el momento escasa. Autores como Lall et al. (2005), Mesquita Moreira (2007) y Cárdenas y Kugler (2011) sugieren que existe una tendencia hacia la desindustrialización de la estructura productiva de América Latina a partir del aumento de las relaciones comerciales con China, pero no proporcionan evidencia sobre la existencia de una relación causal. Similarmente, Devlin et al. (2007), Cárdenas y Kugler

(2011), Ocampo (2012) y Rosales y Herreros (2013) indican que el alto grado de primarización de la canasta exportadora de los países latinoamericanos se había revertido en la década del noventa, volviendo a acentuarse a partir de que comienza el boom de comercio con China a principios de siglo, lo que se evidencia en el gráfico III.8. Esto es resultado de que las exportaciones de bienes primarios crecieron a tasas mayores en la década de 2000 que en la de 1990, y que lo contrario pasó con las exportaciones de manufacturas (Rosales y Herreros, 2013). El hecho de que la proporción de exportaciones a China en las exportaciones totales esté creciendo también contribuye a explicar esta tendencia.

No obstante, no hay estudios empíricos hasta el momento que verifiquen una relación causal entre ambos sucesos, y el impacto concreto que tuvo China en dicha transformación. De hecho, Lederman et al. (2006) estiman empíricamente si el comercio bilateral con China influye en el patrón de especialización de los países de América Latina entre 1990 y 2004 pero encuentran que el mismo no resulta significativo. Una explicación a la falta de significatividad en dicha relación es el bajo nivel de comercio que había hasta el momento en que la estimación fue realizada.

Uno de los problemas para estimar el efecto de China en la primarización de la canasta exportadora de los países de América Latina es que es difícil aislar el efecto de la mayor demanda china del efecto del aumento en los precios internacionales de las commodities exportadas por la región porque ambos sucesos están interrelacionados y se han dado simultáneamente. El boom en los precios de las materias primas ha contribuido significativamente a la primarización de las exportaciones en la región (Gallagher y Porzecanski, 2008; Ocampo, 2012; Rosales y Herreros, 2013). Si bien no es posible cuantificar exactamente cuánto de la mayor demanda china se trasladó directamente al aumento de los precios de las commodities, hay consenso en que este efecto es significativo y ha ido creciendo (la evidencia en este sentido es abundante, como por ejemplo Jenkins y Dussel Peters, 2009; BID, 2010b; Jenkins, 2011; Ocampo, 2012; Rosales y Kuwayama, 2012; Villoria, 2012). Cárdenas y Kugler (2011) indican que a medida que China ha surgido como socio comercial de América Latina, los precios de las commodities subieron, lo que impactó en la estructura productiva de los países y generó una apreciación real de las monedas. Esto derivó en una disminución de la participación de las manufacturas en el PBI, particularmente desde 2004, aunque según este autor esta tendencia ya se venía evidenciando desde la década del noventa.

Aun cuando las exportaciones a China incidan en la primarización de la estructura productiva de los países de América Latina, el impacto sobre el crecimiento es ambiguo. Si bien la diversificación y composición de la canasta exportadora juegan un rol clave en la relación entre exportaciones y crecimiento en América Latina, como muestran Agosin (2007) y Aditya y Acharyya (2012), otros autores como Bebczuk y Berrettoni (2006) sostienen que

los países de América Latina han diversificado su canasta exportadora en el período 1960-2000 sin trasladarse necesariamente a una mayor tasa de crecimiento.

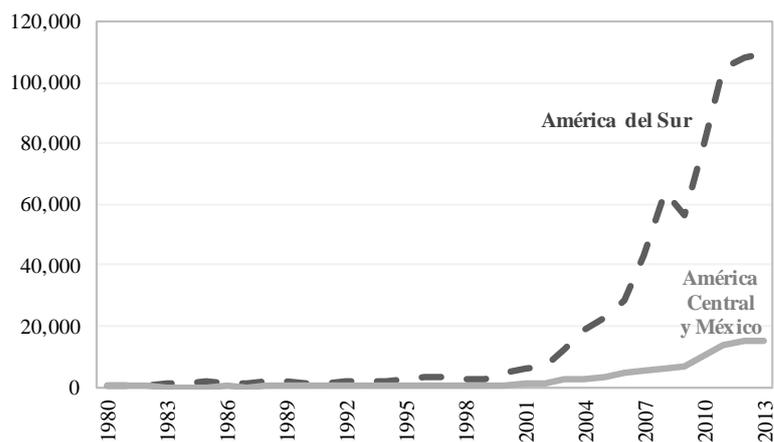
En conclusión, es posible identificar los siguientes canales por los que las exportaciones a China impactarían en el crecimiento de América Latina. A corto plazo, la mayor demanda china incentiva las exportaciones de los países latinoamericanos, lo que podría representar sólo una ganancia estática sobre el producto si no es acompañada por un incremento de la productividad. En este sentido, a largo plazo hay varias vías por las que exportar a China podría impactar en la productividad de las economías de América Latina. Dentro de los efectos positivos, se distinguen el aprovechamiento de las economías de escala y especialización. En relación a los canales que impactan negativamente, la alta concentración en exportaciones en bienes primarios induciría a una primarización de la canasta exportadora, desviando recursos de sectores más productivos, con mayor aprovechamiento de “learning-by-exporting” y derrames hacia el resto de la economía. Además, el hecho de que la participación de las exportaciones a un país menos desarrollado, como China, se incremente conduciría a menor transferencia de tecnología mediante el comercio internacional e incentivos para el aumento de la calidad de las exportaciones. El impacto neto sobre el crecimiento de la región depende entonces de qué efecto sea mayor. Hasta el momento, no hay evidencia empírica que confirme la existencia de una relación causal entre exportaciones a China y crecimiento a largo plazo en América Latina, ni cuantifique la magnitud de dicho efecto.

III.2.3. Anexo: Cuadros y Gráficos

En este anexo, América del Sur se refiere a los siguientes países: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Perú, Paraguay, Uruguay y Venezuela. América Central incluye Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras y Panamá.²³ En consecuencia, América Latina incluye los países de América del Sur y Central listados previamente, y México.

²³ Esta clasificación obedece a la muestra en la cual se basa el análisis econométrico del próximo capítulo.

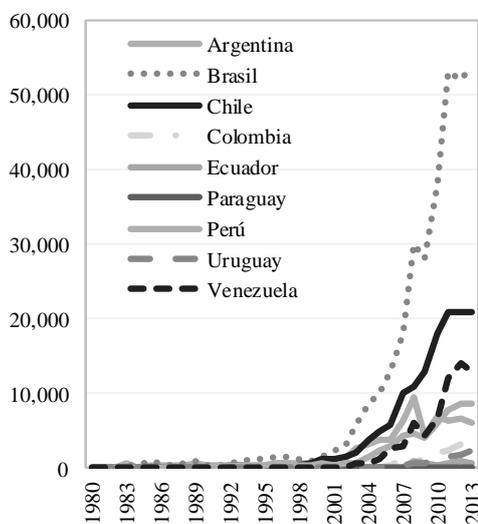
Gráfico III.1. América Latina: exportaciones a China, 1980-2013
(en millones de dólares)



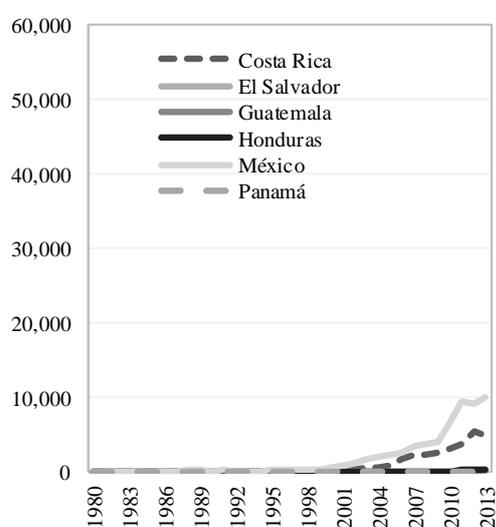
Fuente: elaboración propia en base a DOTS.

Gráfico III.2. Exportaciones a China por país, 1980-2013
(en millones de dólares)

a. América del Sur

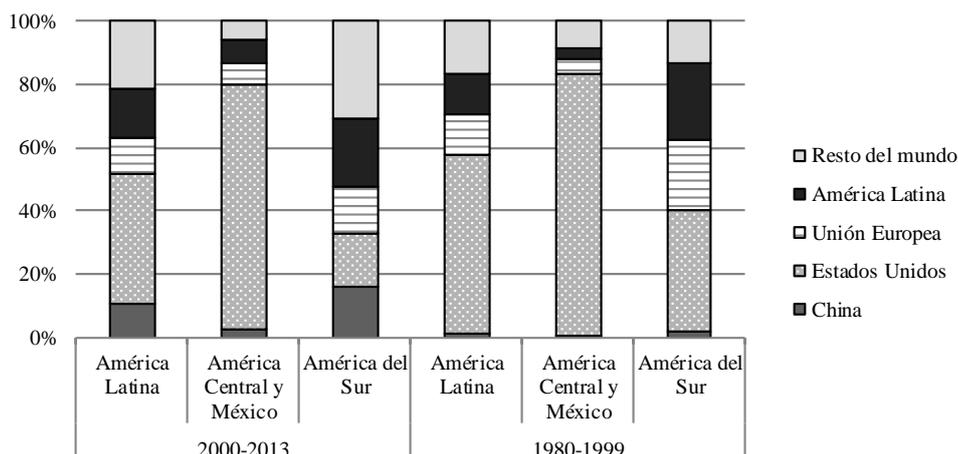


b. América Central y México



Fuente: elaboración propia en base a DOTS.

Gráfico III.3. Participación en el aumento de las exportaciones latinoamericanas por destino



Fuente: elaboración propia en base a DOTS.

Cuadro III.1. Crecimiento anual promedio de las exportaciones de América Latina por destino

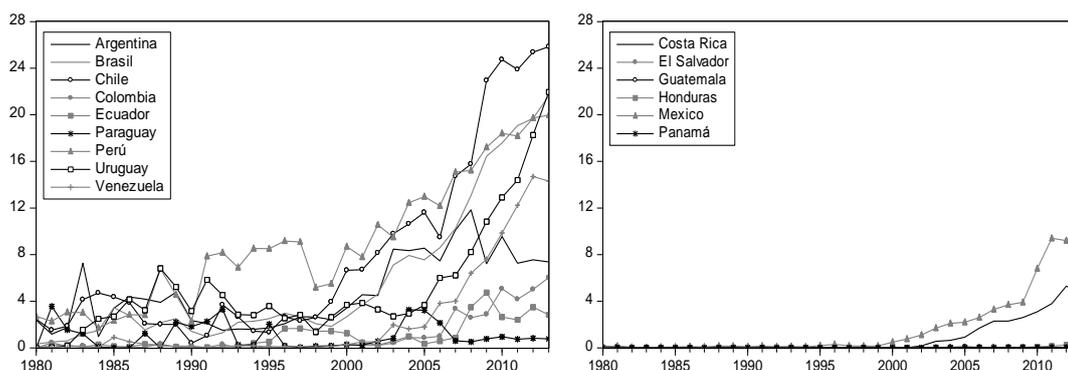
Destino \ Origen	Total		China		Estados Unidos		Unión Europea		América Latina	
	1980-1999	2000-2013	1980-1999	2000-2013	1980-1999	2000-2013	1980-1999	2000-2013	1980-1999	2000-2013
América Latina	7%	10%	14%	35%	11%	8%	3%	10%	7%	12%
América Central y México	12%	8%	5%	41%	14%	7%	5%	11%	8%	14%
América del Sur	5%	13%	18%	34%	6%	10%	3%	10%	7%	12%

Fuente: elaboración propia en base a DOTS.

Gráfico III.4. Evolución de la participación de las exportaciones a China en las exportaciones totales por país (en porcentaje)

a. América del Sur

b. América Central y México



Fuente: elaboración propia en base a DOTS.

Cuadro III.2. Participación de las exportaciones de América Latina por destino

	1990	2000	2005	2013
Exportaciones a China				
América Latina	0,7%	1%	3,5%	11%
América Central y México	0,2 %	0,1%	0,6%	3%
América del Sur	1%	2%	6%	16%
Exportaciones a Estados Unidos				
América Latina	39%	58%	50%	41%
América Central y México	66%	86%	83%	77%
América del Sur	30%	29%	26%	17%
Exportaciones a la Unión Europea				
América Latina	25%	11%	12%	12%
América Central y México	15%	4%	5%	6%
América del Sur	28%	19%	18%	15%
Exportaciones a América Latina				
América Latina	12%	14%	15%	16%
América Central y México	7%	4%	5%	8%
América del Sur	14%	25%	22%	21%

Fuente: elaboración propia en base a DOTS.

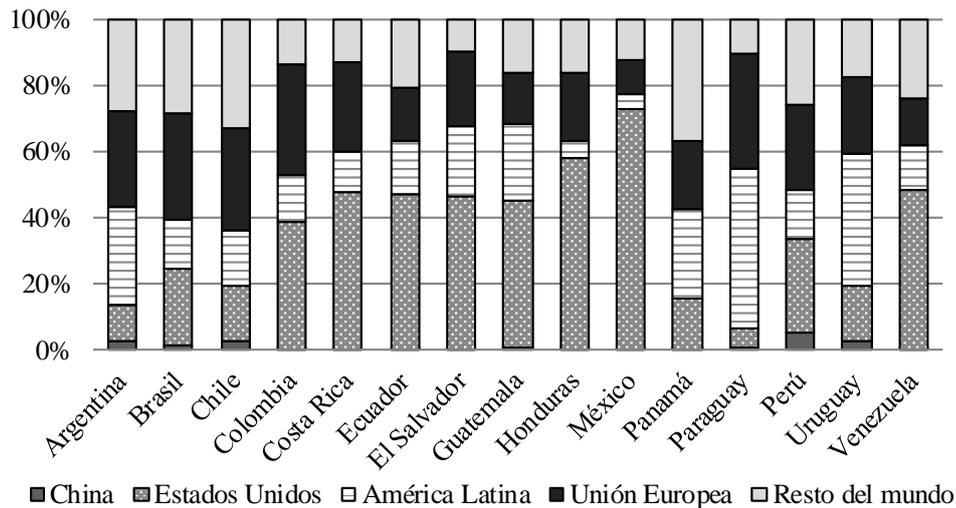
Cuadro III.3. Posición de China como destino de exportaciones por país

	2000	2013
Argentina	6	3
Brasil	8	2
Chile	6	1
Colombia	20+	3
Costa Rica	20+	3
Ecuador	20+	9
El Salvador	20+	20+
Guatemala	20+	10
Honduras	20+	7
México	20+	4
Panamá	20+	4
Paraguay	11	20+
Perú	4	2
Uruguay	5	1
Venezuela	20+	3

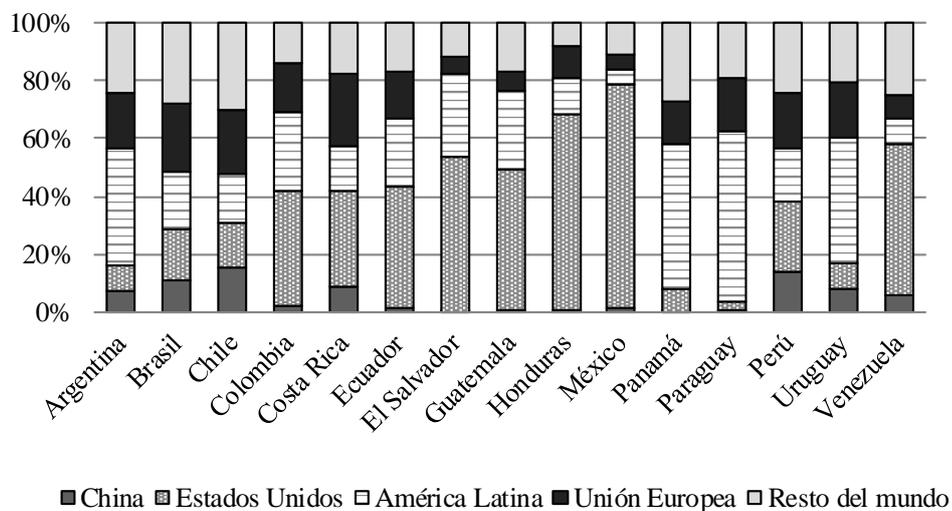
Fuente: elaboración propia en base a DOTS.

Gráfico III.5. Participación de las exportaciones por destino y país
(promedio por período)

a. 1980-1999

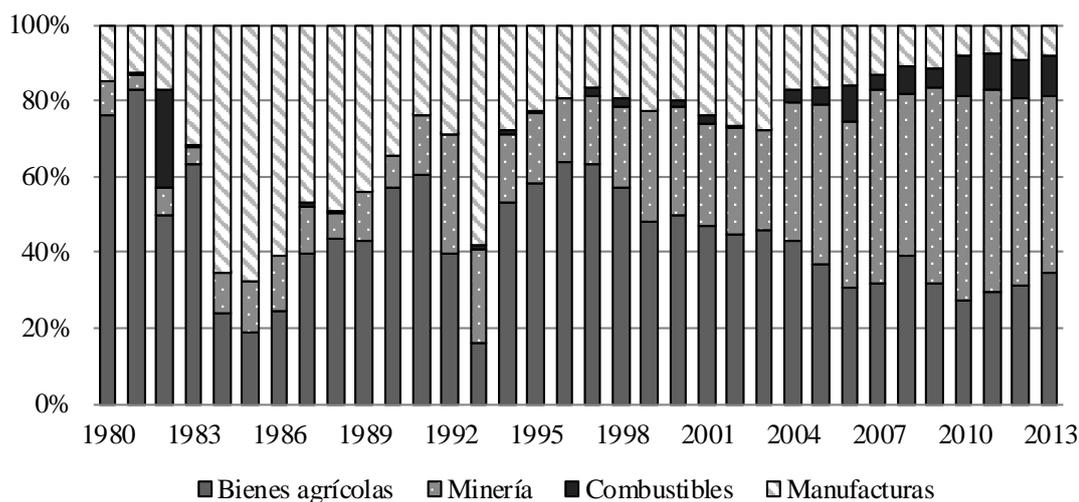


b. 2000-2013



Fuente: elaboración propia en base a DOTS.

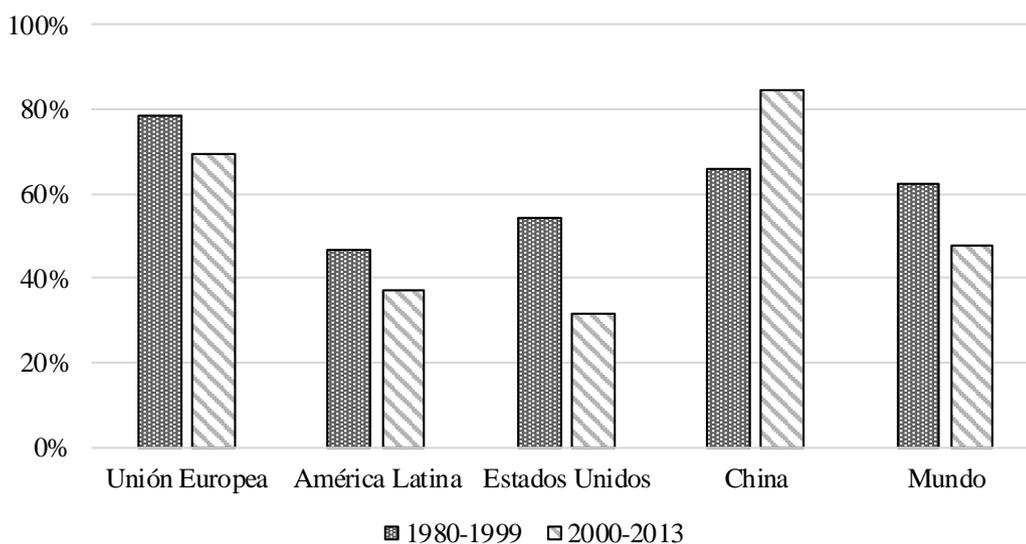
Gráfico III.6 Evolución de la composición de las exportaciones a China
(participación en las exportaciones totales a China)



Fuente: elaboración propia en base a UN COMTRADE.

Nota: en base a la clasificación SITC, revisión 2, las categorías de bienes incluyen las siguientes líneas arancelarias: manufacturas (5 a 8 a excepción de 68), bienes agrícolas (0+1+2-27-28+4), minería (27+28+68) y combustibles (3).

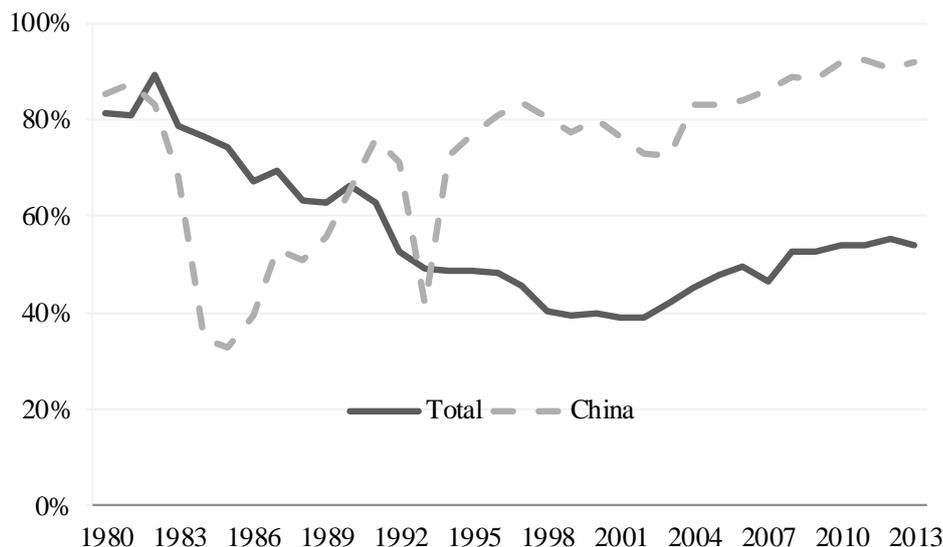
Gráfico III.7 Participación de las exportaciones de bienes primarios por destino
(promedio por período)



Fuente: elaboración propia en base a UN COMTRADE.

Nota: de acuerdo a la clasificación SITC, revisión 2, los bienes primarios incluyen bienes agrícolas (0+1+2-27-28+4), minería (27+28+68) y combustibles (3).

Gráfico III.8. Evolución de la participación de las exportaciones de bienes primarios en la canasta exportadora total y a China

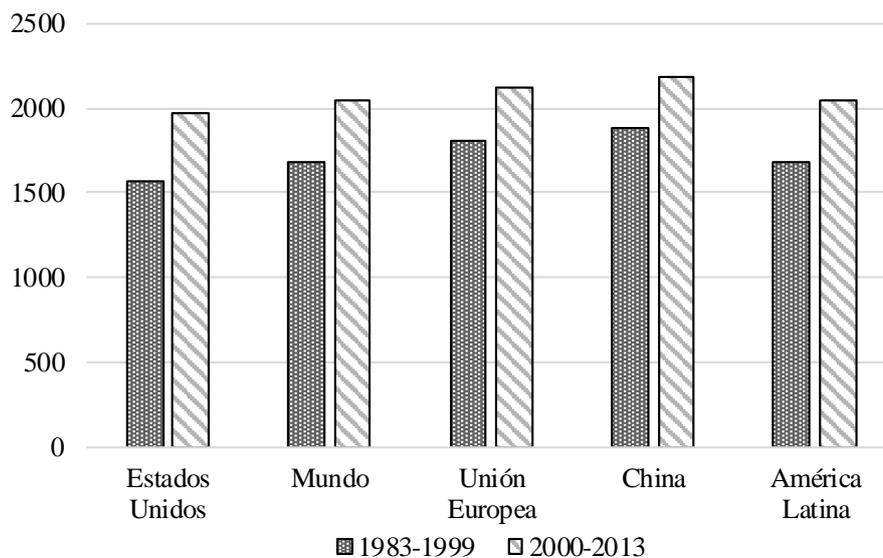


Fuente: elaboración propia en base a UN COMTRADE.

Nota: de acuerdo a la clasificación SITC, revisión 2, los bienes primarios incluyen bienes agrícolas (0+1+2-27-28+4), minería (27+28+68) y combustibles (3).

Gráfico III.9. Productividad implícita de la canasta exportadora de América Latina por destino

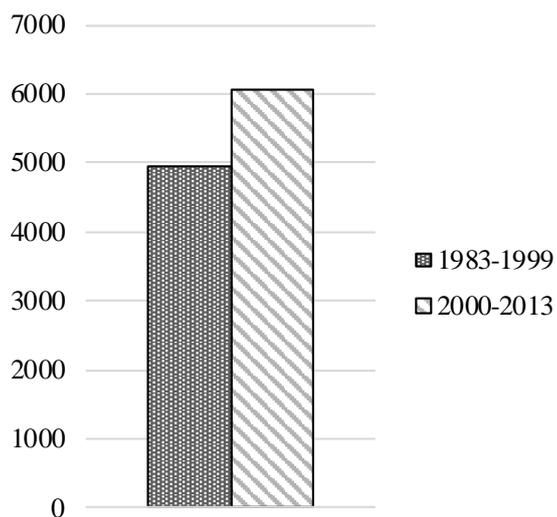
(Promedio ponderado del índice "EXPY" para los países de América Latina por período)*



Fuente: elaboración propia en base a UN COMTRADE y WDI.

*: ponderado por la participación de las exportaciones de cada país en las exportaciones totales de América Latina, por destino.

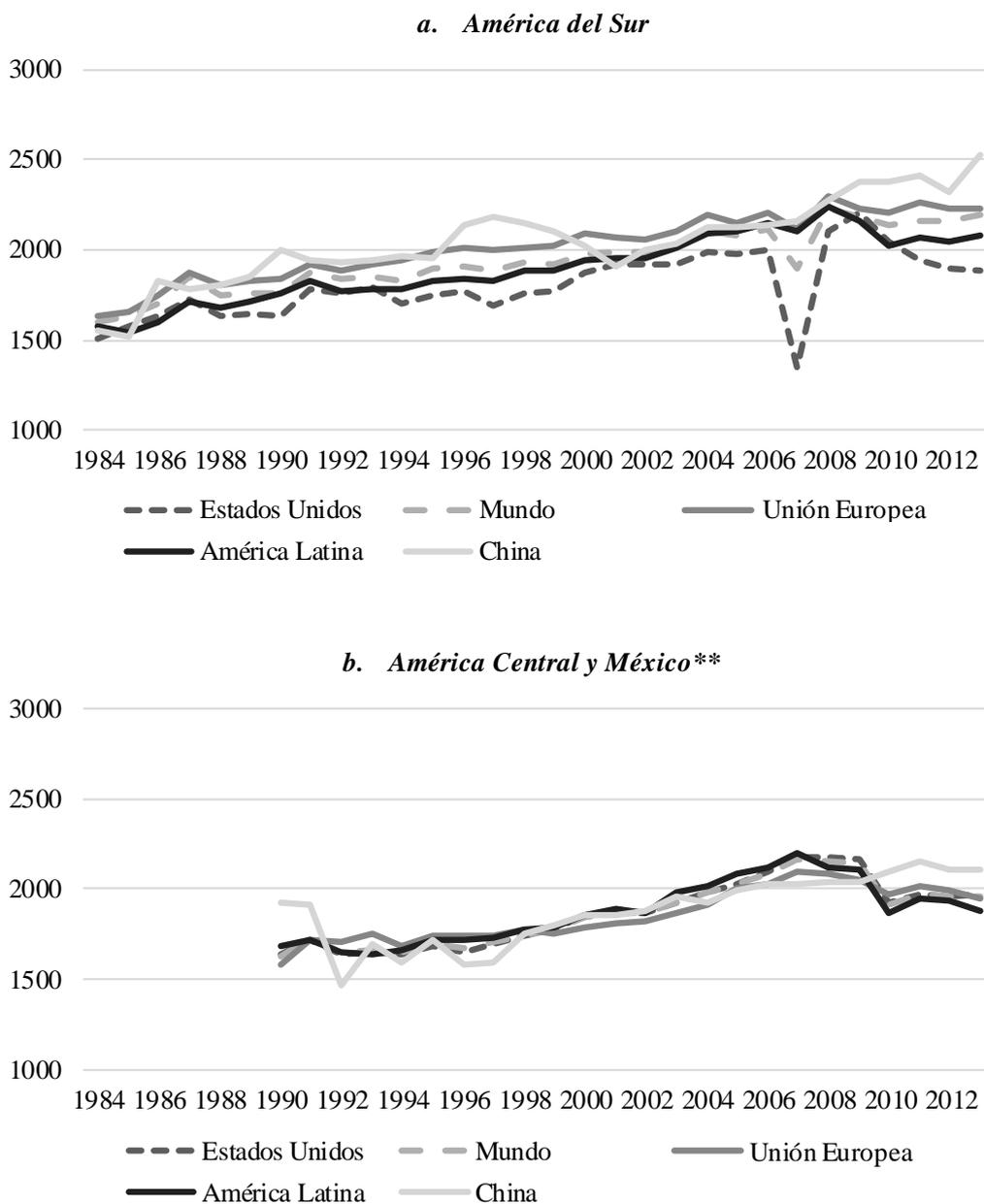
Gráfico III.10. PBI per cápita real ponderado de América Latina*
(en dólares constantes de 2005)



Fuente: elaboración propia en base a WDI.

**: ponderado por la participación del PBI real de cada país en el PBI real total de América Latina.*

Gráfico III.11. Evolución de la productividad implícita de las exportaciones de América Latina por destino
(promedio ponderado del índice "EXPY" por región)*

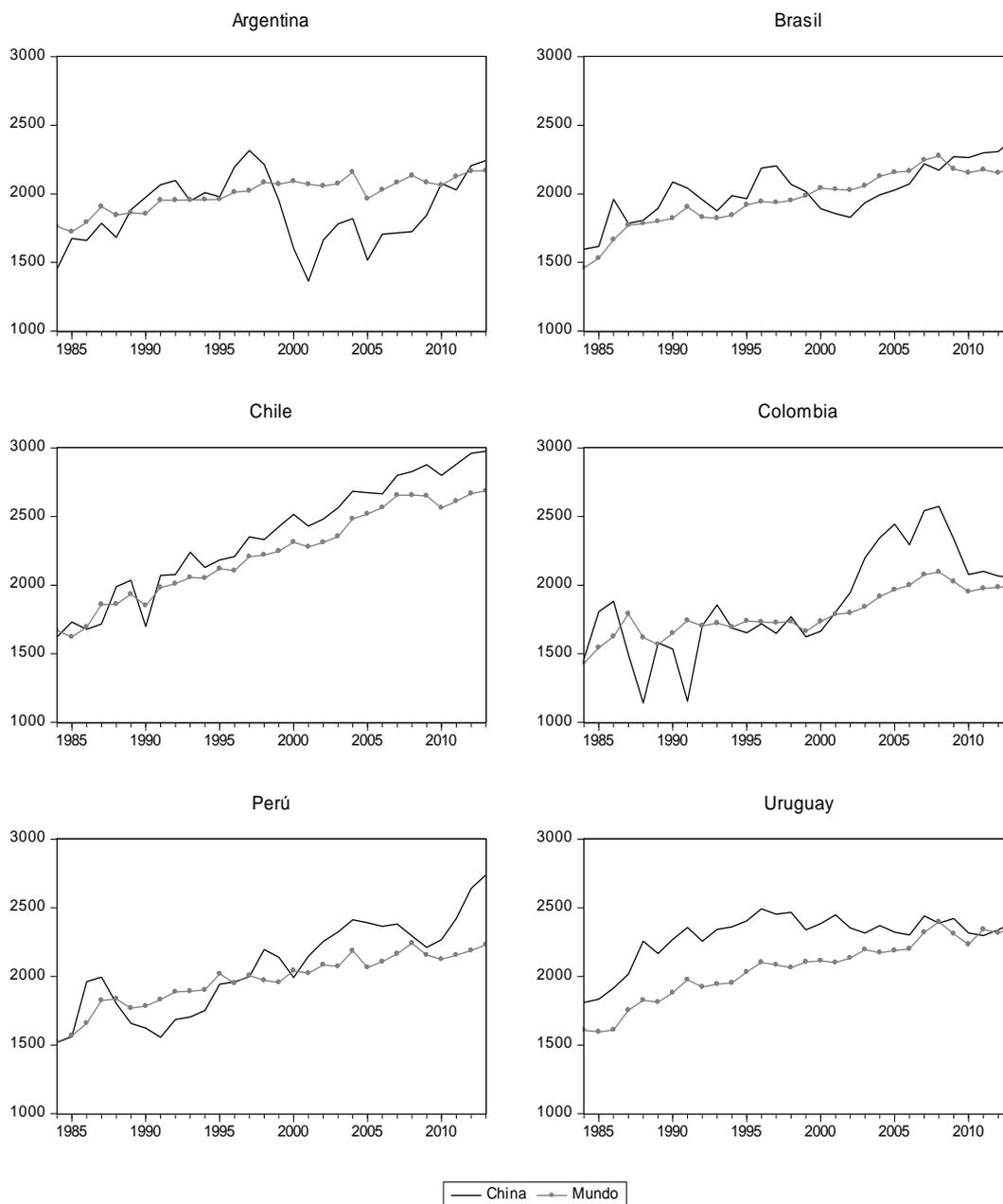


Fuente: elaboración propia en base a UN COMTRADE y WDI.

*: ponderado por la participación de las exportaciones de cada país en las exportaciones totales de la región, por destino.

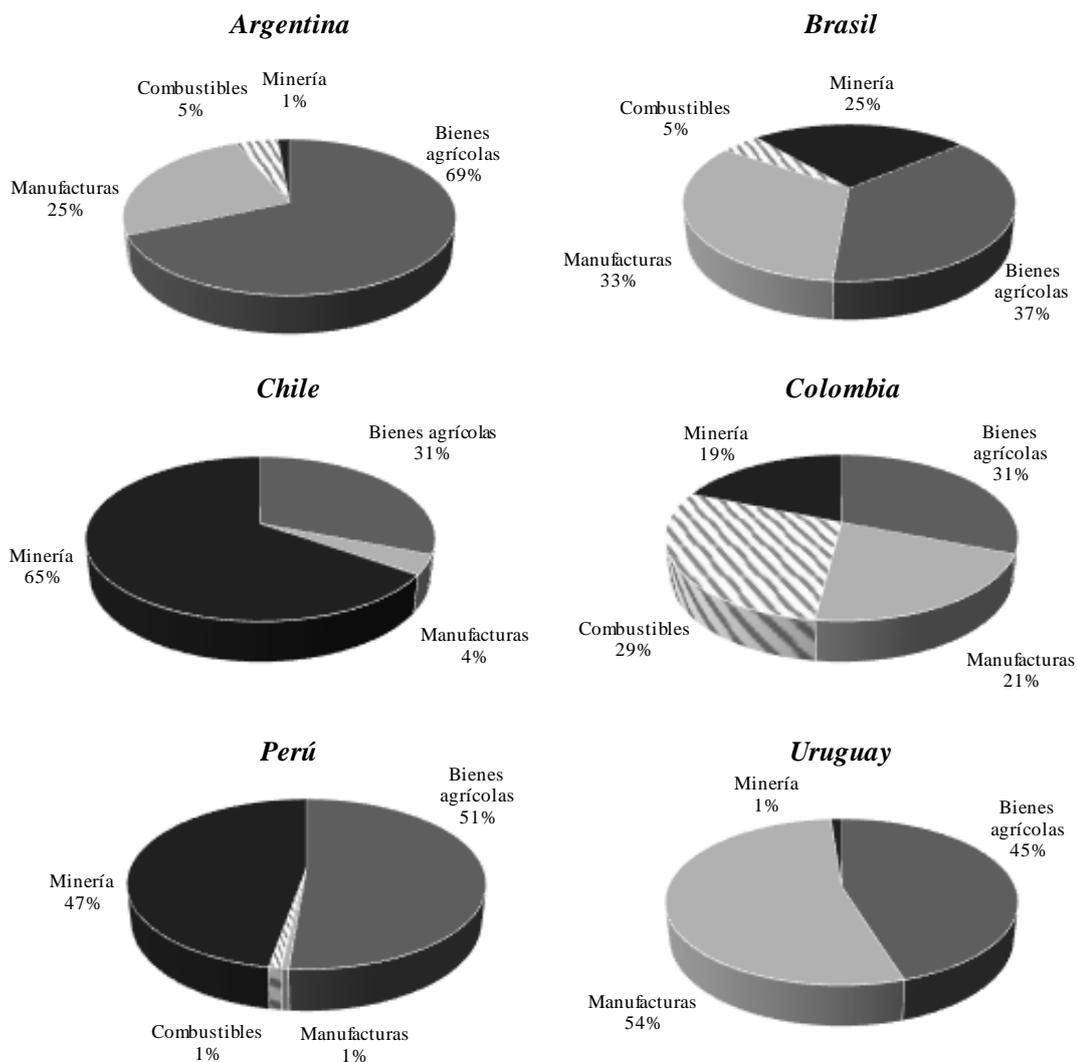
** : no hay datos disponibles para la mayoría de los países de América Central con anterioridad a la década del noventa.

Gráfico III.12. Evolución de la productividad implícita de las exportaciones totales y a China por país (índice "EXPY")



Fuente: elaboración propia en base a UN COMTRADE y WDI.

Gráfico III.13. Composición de las exportaciones a China por país, 1983-2013



Fuente: elaboración propia en base a UN COMTRADE.

Nota: en base a la clasificación SITC, revisión 2, las categorías de bienes incluyen las siguientes líneas arancelarias: manufacturas (5 a 8 a excepción de 68), bienes agrícolas (0+1+2-27-28+4), minería (27+28+68) y combustibles (3).

Cuadro III.4. Valor unitario de la canasta exportadora por destino
(dólares por tonelada)

	China			Totales		
	2005	2012	Cambio porcentual	2005	2012	cambio porcentual
Argentina	1212	1876	55%	9973609	245197	-98%
Brasil	6048	32478	437%	552364	4338694	685%
Chile	4611	7452	62%	123840	380760	207%
Colombia	4548	14024	208%	2464364	5737602	133%
Costa Rica	1765592	519077	-71%	185535	82741	-55%
Ecuador	1997	2326	16%	3878	95860	2372%
El Salvador	2894	2492	-14%	838950	4290004	411%
Guatemala	592	989	67%	19579	207666	961%
Honduras	1407	6040	329%	382330	1536724	302%
México	8924	119730	1242%	109614	746461	581%
Paraguay	1202	3693	207%	2122	182242	8486%
Perú	4393	2763	-37%	694392	1662385	139%
Uruguay	4388	2407	-45%	15421	22849	48%

Fuente: elaboración propia en base a UN COMTRADE y CEP II TUV.

Cuadro III.5. Concentración de las exportaciones a China
(promedio por período)

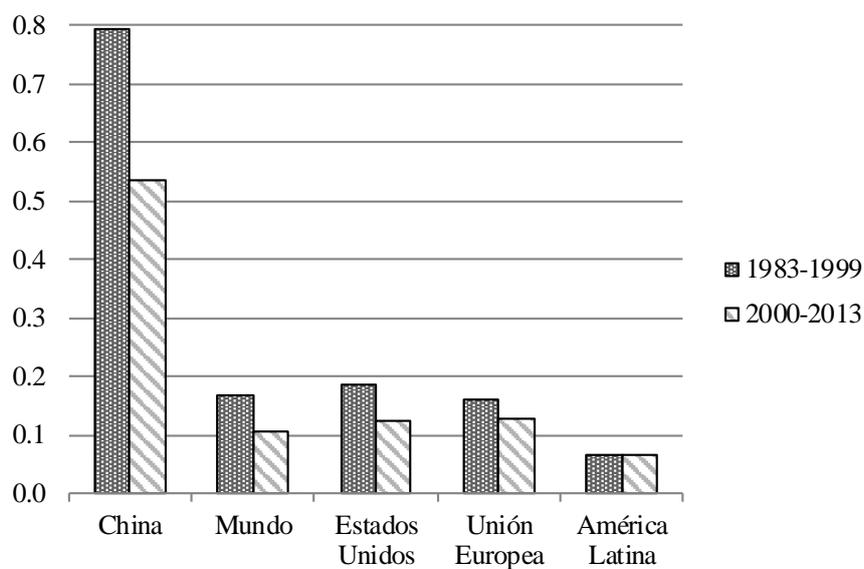
	1980-1999		2000-2013	
	Top 4*	IH**	Top 4*	IH**
Argentina	97%	0,6	75%	0,2
Brasil	98%	0,5	92%	0,4
Chile	97%	0,8	82%	0,3
Colombia	100%	0,6	96%	0,5
Costa Rica	100%	0,7	92%	0,3
Ecuador	100%	0,4	97%	0,4
El Salvador	100%	0,4	100%	0,4
Honduras	100%	1,0	97%	0,5
México	98%	0,4	87%	0,3
Panamá	99%	0,6	98%	0,6
Perú	100%	1,0	99%	0,6
Uruguay	100%	0,7	86%	0,8
Venezuela	100%	0,2	99%	0,3

Fuente: elaboración propia en base a UN COMTRADE.

*: cuatro principales exportaciones medidas mediante SITC, revisión 2, con un nivel de desagregación de 4 dígitos.

** : índice de concentración de Herfindahl en base a las líneas activas tomadas de SITC, revisión 2, con 4 dígitos de desagregación.

Gráfico III.14. Índice de concentración de las exportaciones de América Latina por destino
(promedio por período)

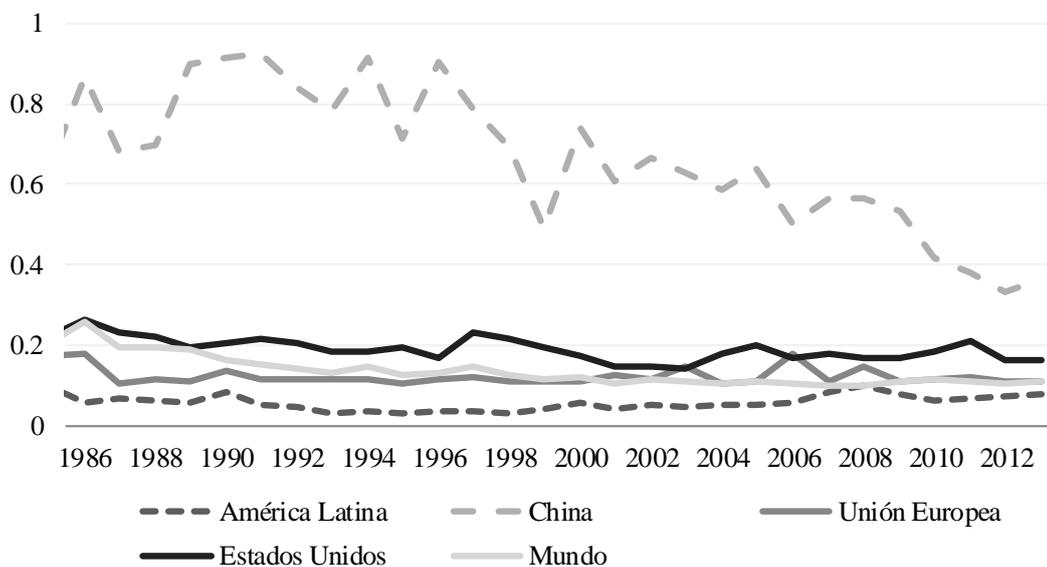


Fuente: elaboración propia en base a UN COMTRADE.

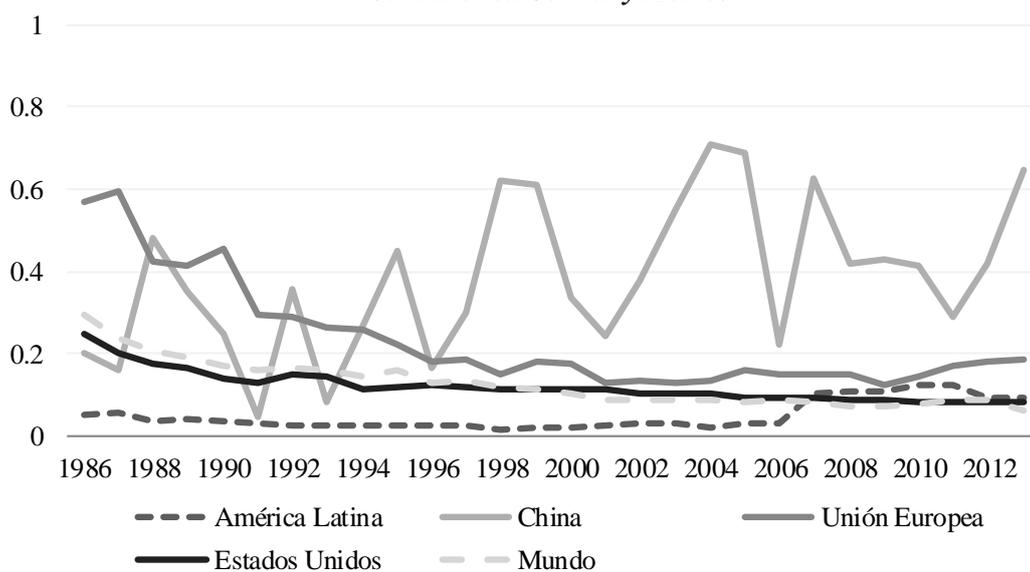
Nota: índice de concentración de Herfindahl en base a las líneas de exportación activas tomadas de SITC, revisión 2, con 4 dígitos de desagregación, ponderado por la participación de las exportaciones de cada país en las exportaciones totales de América Latina hacia cada destino. 1 indica mayor concentración.

Gráfico III.15. Índice de concentración de las exportaciones de América Latina por destino
(promedio ponderado por región)

a. América del Sur



b. América Central y México



Fuente: elaboración propia en base a UN COMTRADE.

Nota: índice de concentración de Herfindahl en base a las líneas de exportación activas tomadas de SITC, revisión 2, con 4 dígitos de desagregación, ponderado por la participación de las exportaciones de cada país en las exportaciones totales de América Latina hacia cada destino. 1 indica mayor concentración.

Consideraciones Finales

El estudio de las características de las exportaciones a China desde los países latinoamericanos muestra que las mismas han crecido sostenidamente desde principios de siglo, a tasas mayores que el resto de las exportaciones. En consecuencia, la participación de China como destino de exportación de los países de América Latina ha aumentado de manera notable, especialmente desde el año 2000. De hecho, para varios países de la región China se encuentra entre los principales tres mercados de exportación en la actualidad. Pese a este dinamismo, las exportaciones a China están altamente concentradas en bienes primarios. Más aun, la participación de las exportaciones de bienes primarios en las exportaciones totales a China ha ido en aumento. Si bien no se evidencia que exista una menor productividad asociada a estas exportaciones en comparación a las exportaciones al resto del mundo, los resultados de este capítulo sugerirían que la calidad implícita de las exportaciones a China es menor. Además, el grado de concentración de las exportaciones a China es mucho mayor que el de las exportaciones al resto del mundo.

En este contexto, el impacto de las exportaciones a China en el crecimiento económico de los países de América Latina representa tanto ganancias como pérdidas para la región. No obstante, no hay hasta el momento trabajos que estimen econométricamente el efecto de exportar a China sobre el crecimiento económico a corto y largo plazo. Si bien hay un gran número de estudios que documentan la transformación en los patrones comerciales de los países latinoamericanos ante el surgimiento de los flujos comerciales con China, y analizan los canales por los que los mismos pueden afectar a dichas economías, la discusión en este sentido no está cerrada.

Existe consenso en la literatura que el alto grado de concentración de las exportaciones hacia China en productos primarios representa una creciente amenaza para el crecimiento de las economías latinoamericanas, aunque el efecto no es homogéneo entre todos los países de la región. Por un lado, los países de América del Sur concentran la mayor parte de las exportaciones hacia China, y son los que han acentuado en mayor proporción la participación de bienes primarios en las exportaciones al país asiático. Si bien muchas economías sudamericanas se han beneficiado del mayor flujo exportador en el corto plazo, las perspectivas a largo plazo sugieren un creciente grado de primarización de la canasta exportadora total. A su vez, el hecho de que las exportaciones a China estén compuestas principalmente por bienes intensivos en el uso de recursos naturales y con escaso grado de procesamiento no facilitaría la transferencia de tecnología. Esto podría derivar en menores tasas de productividad, y por ende en un menor crecimiento a largo plazo. De hecho, una parte de la literatura como los trabajos de BID (2010a) y Jenkins (2012) advierten que el aumento de las exportaciones a China favorece la típica relación centro-periferia que tienen las

economías de América Latina con los países más desarrollados, la cual no resulta beneficiosa para el crecimiento de la región.

Contrariamente, las exportaciones desde los países de América Central y México a China son limitadas, por lo que las ganancias del comercio con China son más acotadas. Dado que el patrón comercial y productivo de los países de América Central y México presenta mayores similitudes al de China, no se esperan en principio grandes beneficios derivados de las exportaciones a este país, como sucede en el caso de los países de América del Sur. Sin embargo, el impacto negativo que tiene la primarización de las exportaciones en América del Sur tampoco tendría lugar en los países de América Central y México.

La evidencia sobre el efecto de las exportaciones a China en el crecimiento de otros países no desarrollados, como los africanos, sugiere que hasta el momento no existe un impacto negativo. Por el contrario, varios de los trabajos en esta línea concluyen que el aprovechamiento de las economías de escala, la expansión de la industria exportadora y las mayores inversiones relacionadas al sector exportador derivarían en ganancias sobre el crecimiento de los países exportadores. El hecho de que las exportaciones a China desde los países latinoamericanos no reporten necesariamente menores tasas de productividad implícita podría reforzar esta hipótesis. En última instancia, esto depende a su vez del tipo de commodities que se exporten.

En síntesis, si bien los hechos estilizados reportados en este capítulo sugerirían que a largo plazo las mayores exportaciones a China podrían ser negativas para el crecimiento de los países de América Latina, la falta de evidencia empírica verificando una relación causal entre ambos sucesos no permite arribar a conclusiones definitivas. Al mismo tiempo, en otros países no desarrollados el mayor comercio con China no parece tener necesariamente implicancias negativas. Es por tal motivo que un mayor análisis empírico es necesario a fin de determinar el efecto neto sobre el crecimiento de la región, aspecto en el que se centra el próximo capítulo.

CAPÍTULO IV: ANÁLISIS EMPÍRICO DEL IMPACTO DE LAS EXPORTACIONES A CHINA EN EL CRECIMIENTO DE AMÉRICA LATINA

Si bien hay una creciente literatura documentando la evolución de las relaciones comerciales entre los países de América Latina y China, no hay hasta el momento un claro consenso sobre si exportar a China tiene un impacto en el crecimiento a largo plazo de la región. Los hechos estilizados de las exportaciones a China así como la literatura teórica y empírica presentada en los capítulos anteriores sugieren que si bien a corto plazo exportar a China podría favorecer el crecimiento en la región, tal efecto podría no ser sostenible a largo plazo. El aumento de las exportaciones de los países de América Latina podría ser positivo porque permite expandir la industria exportadora y aprovechar las economías de escala que se derivan de un mercado tan grande como el chino. Al mismo tiempo, la economía china representa una fuente de demanda alternativa para aquellos países que no logran acceder a los mercados de los países más desarrollados.

Sin embargo, la evidencia presentada en los capítulos II y III sugiere que las exportaciones a China podrían tener un efecto negativo en el crecimiento a largo plazo de los países de la región por medio del deterioro de la productividad. Esto es consecuencia de la alta concentración de las exportaciones en productos primarios con bajo valor agregado y escaso contenido tecnológico, así como de la escasa transferencia de tecnología por parte de China. Como se mencionó anteriormente, la especialización en productos que no presenten externalidades positivas hacia el resto de la economía y oportunidades de “learning-by-exporting” conlleva a que no se cumpla en la práctica la hipótesis de ELG. A su vez, las exportaciones a China podrían estar desplazando recursos de sectores y destinos con mayor potencial de generar efectos positivos sobre el crecimiento a largo plazo. Más allá del tipo de producto que se exporte, exportar a países menos desarrollados, como China, no propicia el intercambio de tecnología ni favorece el aumento de la calidad de las exportaciones. Estas características prevalecen particularmente en las exportaciones desde los países de América del Sur, y se han ido acentuando a medida que el comercio con China tomó más dinamismo.

Por lo tanto, a fin de analizar con mayor profundidad el tema, en este capítulo se evalúa económicamente si las exportaciones a China contribuyen al crecimiento económico de los países de América Latina. Se explora si se cumple la hipótesis de crecimiento liderado por exportaciones a China en los países de la región, o si las ganancias son solamente estáticas. A tal fin, se busca responder a las siguientes preguntas por medio del análisis econométrico:

¿Existe una relación causal desde las exportaciones a China hacia el crecimiento de los países de la región en el corto y largo plazo?

¿La elasticidad a largo plazo del producto con respecto a las exportaciones a China es negativa y distinta del resto de las exportaciones?

¿Impactan las exportaciones a China en el patrón exportador de los países de la región?

¿Hay un efecto diferencial para los países de América del Sur?

¿El efecto de las exportaciones a China en el crecimiento de la región ha sido estable a lo largo del tiempo, o está sujeto a las características de las mismas?

Para responder estas preguntas, se plantea un modelo empírico a fin de estimar el efecto de las exportaciones a China sobre el producto no exportable, de modo que se capta el impacto directo por medio del canal de la productividad. Asimismo, se estima el efecto sobre el producto exportable a fin de captar el impacto a través de la modificación del patrón exportador. Mientras que primero se considera si las exportaciones a China promueven o no la productividad por sí mismas, ya sea por medio de economías de escala, transferencia de conocimiento o derrames al resto de la economía, el segundo enfoque se centra en el impacto por medio del desplazamiento de otros sectores, que podrían ser más productivos. Con el objetivo de estudiar si las exportaciones a China presentan un efecto diferencial, se desagregan las exportaciones totales según su destino, entre China y el resto del mundo.

Este capítulo se vale del análisis econométrico de paneles no estacionarios siguiendo la literatura más moderna sobre la hipótesis de ELG. El uso de un marco de cointegración en paneles permite estimar no sólo la magnitud de la elasticidad a largo plazo entre las variables de interés, sino también identificar la dirección de causalidad de dicha relación, así como diferenciar entre los efectos de corto y largo plazo mediante la aplicación de un modelo de corrección de error. Además, el uso de paneles ofrece mayor robustez y permite realizar el análisis aun cuando las series de tiempo para los países individuales no son lo suficientemente largas.

A su vez, al tratar con variables macroeconómicas es necesario controlar por la presencia de dependencia transversal entre los miembros del panel, y la heterogeneidad que puede existir entre las respuestas de los países de América Latina, por lo que se incorporan ambas variantes al análisis. Por último, se considera la presencia de no linealidades en la relación a largo plazo mediante la incorporación al modelo de quiebres estructurales y el potencial efecto indirecto de las características de la canasta exportadora.

Este capítulo está dividido en dos secciones. Primero, se describe el modelo empírico, la metodología y los datos a utilizar. Luego, se exponen los resultados del análisis. Finalmente, se presentan las conclusiones del capítulo.

IV.1. Especificación Empírica, Metodología y Datos

Esta sección está estructurada de la siguiente manera. El primer apartado describe el modelo empírico. En la segunda parte se detalla la metodología, y el tercer apartado presenta los datos a utilizar y estadísticas descriptivas.

IV.1.1. Modelo Empírico

En este apartado se describe la especificación empírica del modelo a estimar. Una gran parte de la literatura empírica sobre la hipótesis de ELG se centra en estudiar la relación entre producto y exportaciones exclusivamente. Siguiendo el principio de parsimonia, y a fin de mantener el modelo simple con el objetivo de evaluar la relación entre las dos variables de interés, producto y exportaciones a China, se comienza realizando el análisis del modelo reducido sin incluir variables de control.²⁴ De hecho, muchos de los estudios basados en técnicas de cointegración en paneles (por ejemplo Pedroni, 2007; Herzer, 2008; Chintrakarn, et al., 2012; Herzer et al., 2014) emplean modelos bivariados para la estimación. En un marco de cointegración en panel, las propiedades de largo plazo permiten que los efectos específicos de cada país y las tendencias heterogéneas puedan capturar los efectos de las variables omitidas y efectos no observables, como sugiere Pedroni (2007). No obstante, la omisión de variables de control relevantes puede derivar en sesgos en la estimación. Por lo tanto, también se realiza el estudio considerando un modelo multivariado.

Se parte de la función de producción agregada “AK” básica:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha_i} \quad (1)$$

donde Y_{it} es el producto del país i en el momento t , K_{it} es el stock de capital del país i en el momento t y A_{it} es un parámetro que representa la productividad de la economía. Se excluye la variable empleo de la función de producción dada la falta de series de trabajo homogéneas y lo suficientemente largas para el período de la muestra.²⁵ Posteriormente, se incluye una

²⁴ La posibilidad de que las variables de interés tengan diferente orden de integración también justifica la inclusión de las dos variables clave únicamente en el análisis de cointegración.

²⁵ Se consideraron tres posibles indicadores para la serie de empleo. Primero, la serie de fuerza de trabajo tomada de WDI, que incluye personas mayores de 15 años consideradas población económicamente activa. Esta serie abarca desde 1990 hasta 2012, por lo que el número de observaciones no es suficientemente largo. Otra “proxy” de la variable empleo es el índice de capital humano de la misma base, tomado como porcentaje de la población enrolada en la escuela secundaria. El problema con esta serie es que no es continua para varios países de la muestra, por lo que derivaría en un panel no balanceado y las técnicas a emplear están diseñadas para paneles balanceados. Finalmente, se consideró el índice de capital humano de la base de datos Penn World Table (PWT), que tampoco es lo suficientemente extenso porque abarca hasta 2011. Se realizaron las respectivas pruebas de raíz unitaria

tendencia específica a cada país que actúa como variable “proxy” del trabajo, ya que representa efectos no observables que son específicos a cada país y cambian lentamente con el paso del tiempo.

Dado que las exportaciones impactan en el crecimiento a través del incremento de la productividad, como se explicó en el capítulo II, el parámetro A_{it} es una función de las exportaciones. Debido a que la hipótesis de trabajo es que las exportaciones hacia China tienen un impacto diferencial en comparación al resto de los destinos, se descomponen las exportaciones totales en exportaciones a China y al resto del mundo. Por lo tanto, el parámetro A_{it} se expresa en función de los siguientes determinantes:

$$A_{it} = f(XCHN_{it}, XRM_{it}, C_{it}) \quad (2)$$

donde $XCHN_{it}$ son las exportaciones del país i a China en el momento t , XRM_{it} son las exportaciones del país i al resto del mundo en el momento t y C_{it} es un factor exógeno que impacta en la productividad del país i . De esta manera, el parámetro de productividad depende tanto de las exportaciones a China como de las exportaciones al resto del mundo, las cuales pueden presentar elasticidades diferentes. Siguiendo la especificación de Siliverstov y Herzer (2005), el parámetro de productividad se define de la siguiente manera:²⁶

$$A_{it} = XCHN_{it}^{\gamma_{1i}} XRM_{it}^{\gamma_{2i}} C_{it} \quad (3)$$

donde γ_{1i} y γ_{2i} representan las elasticidades promedio del producto con respecto a las exportaciones a China y al resto del mundo para cada país i respectivamente.

Combinando las ecuaciones (1) y (3), y aplicando logaritmos naturales se obtiene:

$$\ln(Y_{it}) = \gamma_{1i} \ln(XCHN_{it}) + \gamma_{2i} \ln(XRM_{it}) + \alpha_i \ln(K_{it}) + e_{it} \quad (4)$$

donde e_{it} es el término de error que contiene C_{it} .

El objetivo del modelo es capturar el efecto de las exportaciones a China por el canal de la productividad. Por lo tanto, se aíslan los efectos directo (cambios en el volumen) e indirecto (cambios en la productividad) de las exportaciones, poniendo foco en este último.

y dicha variable resulta ser I(2), es decir, un orden de integración distinto al de las series restantes. Como consecuencia de estos resultados, sumado a que limitaría la longitud del panel, la variable se excluye del modelo.

²⁶ Siliverstov y Herzer (2005) expresan el componente de productividad o PTF en función de las exportaciones de manufacturas, exportaciones de productos relacionados a la minería e importaciones de bienes de capital. Análogamente, en este trabajo en vez de descomponer las exportaciones por sectores productivos se diferencian por destino de exportación.

Para tal fin, siguiendo aportes previos de la literatura, como los trabajos de Feder (1983), Greenaway y Sapsford (1994), Ghatak et al. (1997), Siliverstovs y Herzer (2007) y Dreger y Herzer (2013), se estima el impacto de las exportaciones no sobre el PBI total, sino sobre el producto excluyendo las exportaciones. El hecho de emplear el producto neto de exportaciones como variable dependiente permite evitar una posible relación espuria entre PBI y exportaciones que se da por el simple hecho de que las exportaciones forman parte del producto, lo que se conoce como efecto de identidad contable. El producto neto de las exportaciones o producto no exportable, N_{it} , se define de la siguiente manera:

$$N_{it} = Y_{it} - (XCHN_{it} + XRM_{it}) \quad (5)$$

Reescribiendo la ecuación (4) en función del producto no exportable se obtiene:

$$\ln(N_{it}) = \beta_{1i} \ln(XCHN_{it}) + \beta_{2i} \ln(XRM_{it}) + \beta_{3i} \ln(K_{it}) + v_{it} \quad (6)$$

El término de error v_{it} puede descomponerse en los efectos no observables de cada país, por un lado, y en un término de error estocástico ε_{it} por el otro. A su vez, los efectos no observables de cada país (C_{it} en la ecuación 3) se descomponen en dos componentes: efectos fijos específicos de cada país que son relativamente estables en el tiempo, representados por f_i , y efectos también específicos de cada país pero que tienen una tendencia determinística dada por T , β_{4i} , como se muestra en la ecuaciones (7) y (8). Mientras que el primero controla por la existencia de heterogeneidad entre los países que es no observable pero estable en el tiempo, el segundo captura los factores que cambian a lo largo del tiempo. Como se mencionó anteriormente, T puede actuar también como “proxy” de la variable empleo. De esta manera, las ecuaciones a estimar para los modelos multivariado y bivariado son las siguientes:

$$\ln(N_{it}) = \beta_{1i} \ln(XCHN_{it}) + \beta_{2i} \ln(XRM_{it}) + \beta_{3i} \ln(K_{it}) + \beta_{4i} T + f_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\ln(N_{it}) = \beta_{1i} \ln(XCHN_{it}) + \beta_{4i} T + f_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

donde ε_{it} es el término de error aleatorio e independientemente distribuido entre los países con media cero. Las ecuaciones (7) y (8) reflejan el efecto a largo plazo de las exportaciones a China sobre el producto que se da por medio de la productividad.²⁷

²⁷ Algunos de los trabajos que estudian la hipótesis de ELG también incorporan como variable de control las importaciones. Siguiendo a Dreger y Herzer (2013), debido a que el objetivo es analizar el impacto de las exportaciones a China sobre el producto mediante la productividad, si dicho efecto se da por medio de las importaciones, no se estaría considerando al incluir las mismas. Por ejemplo, las exportaciones pueden servir para financiar importaciones de bienes de capital.

Los coeficientes de estas ecuaciones se derivan de la combinación de las ecuaciones (4) y (5). Siguiendo a Dreger y Herzer (2013), se asume una relación multiplicativa entre el producto y las exportaciones de la siguiente manera:

$$Y_{it} = XCHN_{it}^{\theta_1} XRM_{it}^{\theta_2} N_{it}^{1-\theta_1-\theta_2} \quad (9)$$

donde θ_1 y θ_2 son las participaciones de las exportaciones a China y al resto del mundo en el PBI respectivamente. Aplicando logaritmos naturales a la ecuación (9) y reemplazando el resultado en la ecuación (4):

$$\begin{aligned} & \theta_1 \ln(XCHN_{it}) + \theta_2 \ln(XRM_{it}) + (1 - \theta_1 - \theta_2) \ln(N_{it}) \\ & = \gamma_{1i} \ln(XCHN_{it}) + \gamma_{2i} \ln(XRM_{it}) + \alpha_i \ln(K_{it}) + e_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

Operando se obtiene:

$$\begin{aligned} \ln(N_{it}) &= \frac{\gamma_{1i} - \theta_1}{1 - \theta_1 - \theta_2} \ln(XCHN_{it}) + \frac{\gamma_{2i} - \theta_2}{1 - \theta_1 - \theta_2} \ln(XRM_{it}) \\ &+ \frac{\alpha_i}{1 - \theta_1 - \theta_2} \ln(K_{it}) + \frac{e_{it}}{1 - \theta_1 - \theta_2} \end{aligned} \quad (11)$$

De esta manera, los coeficientes de la ecuación (6) surgen de la (11) como sigue:

$$\beta_{1i} = \frac{\gamma_{1i} - \theta_1}{1 - \theta_1 - \theta_2} \quad (12)$$

$$\beta_{2i} = \frac{\gamma_{2i} - \theta_2}{1 - \theta_1 - \theta_2} \quad (13)$$

$$\beta_{3i} = \frac{\alpha_i}{1 - \theta_1 - \theta_2} \quad (14)$$

$$v_{it} = \frac{e_{it}}{1 - \theta_1 - \theta_2} \quad (15)$$

Consecuentemente, la hipótesis nula es $H_0: \beta_{1i} = 0$, es decir, las exportaciones a China no tienen ningún efecto sobre el crecimiento a largo plazo por medio del aumento de la productividad. El único efecto es a través del aumento del volumen por ser parte del producto por definición ya que si $\beta_{1i} = 0 \Rightarrow \gamma_{1i} = \theta_1$, es decir que el efecto se da por la simple participación de las exportaciones en el producto. Si $\beta_{1i} > 0$ y es significativo, las exportaciones a China contribuyen al crecimiento del producto, confirmando la hipótesis de ELG, mientras que si $\beta_{1i} < 0$ y es significativo, las exportaciones a China tienen un efecto

negativo disminuyendo la productividad. Similarmente se interpreta el efecto de las exportaciones al resto del mundo representado por β_{2i} . A fin de evaluar si el efecto de las exportaciones sobre el crecimiento varía dependiendo del destino de exportación, se analiza si la elasticidad de las exportaciones a China, β_{1i} , es estadísticamente igual a la de las exportaciones al resto del mundo, β_{2i} . Es decir, $H_0: \beta_{1i} = \beta_{2i}$, o $\beta_{1i} - \beta_{2i} = 0$.

Como se mencionó anteriormente, los menores requerimientos de calidad por parte de los países menos desarrollados, en este caso China, pueden generar incentivos conducentes a desplazar otros destinos de exportación. A la vez, el sesgo de la demanda china por bienes primarios puede influir en la composición del patrón exportador y la estructura productiva en general. La evidencia presentada en el capítulo anterior muestra que el grado de primarización y concentración de la canasta exportadora de varios países de América Latina se ha incrementado al mismo tiempo que China ha crecido como destino de exportación. Por lo tanto, exportar a China no sólo tendría un efecto perjudicial debido a la composición de las exportaciones hacia este país, sino que también podría impactar en la productividad asociada al resto de las exportaciones. Al incluir las exportaciones al resto del mundo como variable explicativa, y tomar como variable dependiente el producto no exportable, no se están considerando los efectos que las exportaciones a China pueden tener en el PBI mediante el impacto en el patrón de especialización. Por lo tanto, a fin de captar este canal de influencia, se analiza también el efecto de las exportaciones a China sobre el producto neto de las mismas pero incluyendo las exportaciones al resto del mundo, y removiendo las exportaciones al resto del mundo como variable explicativa. En primer lugar, el producto neto de las exportaciones a China se define de la siguiente manera:

$$NX_{it} = Y_{it} - XCHN_{it} \quad (16)$$

donde NX_{it} es el PBI menos las exportaciones a China, o producto exportable ya que incluye las exportaciones al resto del mundo. Siguiendo la derivación desarrollada anteriormente, la especificación para los modelos multivariado y bivariado es la siguiente:

$$\ln(NX_{it}) = \beta'_{1i} \ln(XCHN_{it}) + \beta'_{2i} \ln(K_{it}) + \beta'_{4i} T + f_i + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$\ln(NX_{it}) = \beta'_{1i} \ln(XCHN_{it}) + \beta'_{4i} T + f_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

Finalmente, además de estimar las relaciones lineales descritas anteriormente, se incorpora también la posibilidad de que exista una relación no lineal entre las exportaciones a China y el crecimiento de los países de América Latina. Por un lado, se considera la existencia de un quiebre estructural en la relación dado que los flujos comerciales entre América Latina

y China han tomado mayor relevancia en los últimos años. El aumento de las exportaciones a China y el incremento de la participación de las exportaciones a China en las exportaciones totales de los países de América Latina podrían reflejar un punto de inflexión en la relación a largo plazo entre exportaciones y producto. Como sugieren Herzer et al. (2014), se incorpora una variable “dummy” que refleja el momento del quiebre estructural en el modelo bivariado. Por lo tanto, se estiman las siguientes ecuaciones en base a las derivaciones anteriores, considerando el efecto en el producto no exportable y exportable:

$$\ln(N_{it}) = \beta_{1i} \ln(XCHN_{it}) + \beta_{4i} T + f_i + \beta_{5i} D_i + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

$$\ln(NX_{it}) = \beta'_{1i} \ln(XCHN_{it}) + \beta'_{4i} T + f_i + \beta'_{5i} D_i + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

donde D_i representa la variable “dummy” de cada país que toma valor uno a partir del momento del quiebre estructural, y cero en el resto de los períodos.

Por otro lado, como sugiere la literatura sobre la hipótesis de ELG, el efecto de las exportaciones a China sobre el crecimiento puede estar condicionado por las características de la canasta exportadora. En consecuencia, la elasticidad a largo plazo del producto en relación a las exportaciones a China puede descomponerse de la siguiente manera:

$$\beta_{1i} = \sigma_{0i} + \sigma_{1i} Z_{it} \quad (21)$$

donde Z_{it} es un conjunto de variables que influyen en la relación entre crecimiento y exportaciones a China. Reemplazando (21) en el modelo multivariado se obtiene:²⁸

$$\begin{aligned} \ln(N_{it}) = & \sigma_{0i} \ln(XCHN_{it}) + \sigma_{1i} Z_{it} \ln(XCHN_{it}) + \beta_{2i} \ln(XRM_{it}) + \beta_{3i} \ln(K_{it}) \\ & + \beta_{4i} T + f_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (22)$$

donde σ_{0i} capta el efecto directo lineal de las exportaciones a China sobre el crecimiento, y σ_{1i} capta el efecto no lineal indirecto por medio de la interacción entre las exportaciones a China y las variables en Z_{it} . Dentro de Z_{it} se incluyen los siguientes indicadores relacionados a las características de la canasta exportadora hacia China: la participación de las exportaciones a China en las exportaciones totales, la tasa de crecimiento, el grado de concentración y el grado de productividad implícita de las exportaciones hacia China, y la participación de las exportaciones de bienes primarios en las exportaciones totales a China.

²⁸ Una derivación análoga se da para el producto exportable y los modelos bivariados.

En breve, las ecuaciones claves a estimar para el caso lineal son las (7) y (8) considerando el efecto sobre el producto no exportable, y las (17) y (18) para el producto exportable. Para el caso no lineal, las ecuaciones claves del modelo son las (19), (20) y (22).

IV.1.2. Metodología

Como se discutió en el capítulo II, una gran parte de la literatura más reciente que estudia la hipótesis de ELG se ha valido de técnicas de series de tiempo debido a que la relación entre exportaciones y crecimiento es inherentemente una relación a largo plazo. Además, como se mostró anteriormente, las exportaciones de los países de América Latina a China han aumentado notablemente en los últimos años. Por lo tanto, al considerar el efecto de dichas exportaciones en el crecimiento de los países de la región hay que tener en cuenta que no sólo el producto es no estacionario, sino que también las exportaciones pueden no serlo.²⁹ Si ambas series no son estacionarias y se aplica MCO para la estimación, podría derivarse en regresiones espurias ya que se pueden producir estimadores no consistentes y sesgados que sean aparentemente significativos cuando en realidad no lo son.

Si las variables no estacionarias son integradas de orden uno pueden estar cointegradas, con lo cual existe una combinación lineal de las mismas que es estacionaria. En el largo plazo estas variables tienen una relación de equilibrio y evolucionan en forma conjunta, aun cuando no sean estacionarias individualmente y haya perturbaciones en el corto plazo. Dado que las variables de interés son integradas de orden uno, como se muestra a continuación, el enfoque econométrico se basa en técnicas de paneles no estacionarios.

Se emplea la metodología de cointegración en paneles debido a que el período para el cual hay disponibilidad de datos para las exportaciones desde los países de América Latina hacia China es acotado para la mayoría de ellos (o en muchos casos simplemente no existen flujos de comercio registrados previos a la década del noventa). Por lo tanto, utilizar un enfoque de panel no estacionario es crucial porque permite incrementar el número de observaciones que se obtienen al analizar las series de tiempo para cada país individual. Como señalan Bahmani-Oskooee et al. (2005), cuarenta observaciones anuales o menos no son suficientes para analizar la relación entre exportaciones y PBI para un país individual mediante técnicas de serie de tiempo. Dada la limitada disponibilidad de datos para cada país de América Latina individualmente, sin utilizar datos de panel no sería posible realizar el análisis para muchos de ellos mediante las técnicas de series de tiempo tradicionales. De esta manera, el uso de paneles permite extraer información valiosa sobre el modelo económico que se quiere

²⁹ Una serie es estacionaria cuando su valor medio, varianza y covarianza son estables a lo largo del tiempo; es decir, son independientes del tiempo.

estudiar, y mediante la variación en los cortes transversales es posible compensar la falta de series de tiempo individuales lo suficientemente largas (Pedroni y Urbain, 2007).

En líneas generales, el uso de técnicas de paneles no estacionarios presenta varias ventajas sobre el enfoque de series de tiempo tradicional. En primer lugar, el uso de datos de panel permite evitar los problemas asociados a regresiones espurias (Kao, 1999; Phillips y Moon, 2000). A diferencia de lo que ocurre con el análisis de series de tiempo, la regresión espuria de datos de panel brinda estimadores consistentes del valor real de los parámetros cuando tanto el número de miembros del panel (N) como de períodos (T) tienden a infinito. El motivo es que los estimadores de panel promedian los valores entre los miembros del panel, y la información entre los miembros independientes del panel llevan a estimaciones con más poder. Adicionalmente, a diferencia de los estadísticos y estimadores de series de tiempo que presentan complejas distribuciones de procesos de Wiener, los de paneles no estacionarios tienen en general distribuciones normales en el límite (Baltagi, 2008). Consecuentemente, el uso de datos de panel mejora significativamente la potencia de los tests en muestras finitas (Maddala y Wu, 1999; Choi, 2006; Baltagi, 2008).³⁰

Por otro lado, el análisis de cointegración en paneles presenta robustez ante endogeneidad sin necesidad de usar variables instrumentales y filtra automáticamente interacciones de alta frecuencia que de otra manera impedirían el análisis. Además, los métodos de paneles no estacionarios conservan las características de los métodos de cointegración, como superconsistencia de los estimadores, derivando en mayor robustez ante problemas de endogeneidad, variables omitidas y simultaneidad (Pedroni y Urbain, 2007).

Otra de las ventajas de estas técnicas es que el uso de modelos de corrección de error (MCE) permite distinguir entre los efectos a corto plazo de las mayores exportaciones a China que se dan por el aumento de las posibilidades de producción y la relocalización de recursos, y los efectos a largo plazo sobre la productividad derivados de las economías de escala y especialización, y de la primarización y mayor concentración de las exportaciones.

Si bien el uso de estas técnicas presenta varias ventajas, no están exentas de problemas. El tamaño del panel juega un rol clave en el desarrollo de las pruebas de raíz unitaria y cointegración.³¹ En presencia de paneles chicos, la distribución asintótica de los estadísticos puede no ser la adecuada, lo que deriva en sesgos en las estimaciones. Como argumentan

³⁰ Los tests de raíz unitaria en series de tiempo, como Dickey-Fuller aumentado o Phillips-Perron, tienen baja potencia en muestras chicas mientras que los test de raíz unitaria en paneles presentan mayor potencia, como señalan Maddala y Wu (1999), Levin et al. (2002) e Imet al. (2003). Oh (1996), Pedroni (1999, 2004) y Mark y Sul (2001) demuestran que la potencia de los tests de cointegración en paneles también mejora en relación a los de series de tiempo.

³¹ A fin de analizar las propiedades asintóticas de los estadísticos se requieren nuevas teorías del límite central multivariado ya que en este marco hay índices dobles referidos a T y N. El comportamiento asintótico del proceso y la consistencia de los estimadores depende del índice que tienda a infinito, que puede ser tanto N, T o ambos, y de la manera en que lo haga. Se puede fijar N y que T tienda a infinito, y luego fijar T y que N tienda a infinito, o que ambos tiendan a infinito a una determina tasa.

Karlsson y Lothgren (2000), para paneles con T pequeño, es posible que los tests de raíz unitaria sugieran que todo el panel es no estacionario erróneamente cuando una porción significativa del panel es estacionario, debido al bajo poder de las pruebas en muestras chicas. Cuando N y T no son lo suficientemente grandes, las pruebas pueden no ser estimadas consistentemente, aunque los resultados de los tests de raíz unitaria pueden ser válidos en el sentido que tienen el tamaño correcto bajo la hipótesis nula (Pesaran, 2012).³²

Otra de las restricciones de la mayoría de las técnicas a aplicar es que su uso está en general limitado a paneles balanceados. Es decir, a aquellos paneles en donde el número de períodos T es homogéneo para todos los cortes transversales.³³

En presencia de datos macroeconómicos es difícil que los cortes transversales del panel sean independientes entre sí. En una muestra regional de países, como en este caso, el supuesto de que las series de tiempo están individualmente distribuidas entre los países del panel y que las mismas no presentan correlaciones es difícil que se dé en la práctica ya que puede haber shocks externos comunes a todos los países de la región (Pesaran, 2007; Baltagi, 2008). La existencia de shocks comunes deriva en comovimientos de las variables de interés, por lo que el supuesto de independencia transversal no siempre se cumple. Al no incorporar la dependencia transversal en el modelo, los resultados de las estimaciones pueden ser inconsistentes y estar sesgados (Andrews, 2005). En consecuencia, se incorpora en el análisis la posibilidad de que exista dependencia transversal entre los países.

A continuación se describen los pasos a seguir para el análisis econométrico. A fin de testear la causalidad entre las variables por medio de las pruebas al estilo Granger, es necesario testear primero el orden de integración de las variables y si las mismas están o no cointegradas. Por lo tanto, en primer lugar se aplican los tests de raíz unitaria a fin de establecer si las variables son integradas, y su orden de integración. Una vez determinado que las variables son no estacionarias, el segundo paso consiste en analizar si las variables están cointegradas mediante los tests de cointegración. Dado que la existencia de una relación de cointegración no está indicando la dirección de causalidad entre las variables, el próximo paso consiste en estudiar la dirección de causalidad. Si las variables son integradas de orden uno pero no están cointegradas, se procede a testear la causalidad mediante un modelo de vector autorregresivo (VAR). Si las variables están cointegradas, se testea la causalidad mediante un MCE de panel, distinguiendo las dinámicas a corto y largo plazo. Posteriormente, se estima la elasticidad a largo plazo del producto en relación a las exportaciones a China y al resto del mundo. Finalmente, se examina si hay una relación no lineal entre exportaciones a China y

³² Una alternativa a los valores críticos asintóticos es derivar los mismos por técnicas de remuestreo, que requiere un desarrollo econométrico adicional quedando pendiente para futuras investigaciones.

³³ La aplicación de las técnicas de paneles no estacionarios para paneles no balanceados no es tan extendida ya que requieren de un desarrollo más complicado, por lo que no se abarca en este análisis.

crecimiento. A tal fin, se considera la existencia de un quiebre estructural por un lado, y los condicionantes de la relación a largo plazo por el otro.

IV.1.2.1. Análisis de Raíz Unitaria

El primer paso es evaluar si las series son estacionarias o presentan raíz unitaria. Los tests de raíz unitaria de panel se dividen en dos categorías de acuerdo a si asumen independencia entre los miembros, lo que se conoce como tests de primera generación, y los que incorporan dependencia entre los miembros, lo que se conoce como tests de segunda generación. Dentro de los tests de primera generación, también es posible distinguir dos principales grupos de acuerdo a si tratan a los países de manera homogénea o heterogénea. Por un lado, se encuentran los tests de Breitung (2000), Hadri (2000) y Levin et al. (2002) o LLC, los cuales asumen que los coeficientes autorregresivos son idénticos para todos los miembros del panel. A excepción de Hadri (2000), estas pruebas evalúan la hipótesis nula de que todos los cortes transversales del panel tienen una raíz unitaria idéntica mientras que la hipótesis alternativa es que todos los cortes transversales son estacionarios. El test LLC está basado en el test de Dickey-Fuller aumentado (ADF) ya que estima el estadístico ADF para cada corte individualmente para luego agregarlo y estimar el estadístico de panel. El test de Breitung tiene un enfoque distinto ya que primero realiza los ajustes en los datos antes de adecuar el modelo de regresión, por lo que el sesgo de ajuste no es necesario. El test de Hadri está basado en el test de raíz unitaria del multiplicador de Lagrange (LM) y testea la hipótesis nula de estacionariedad, a diferencia de los otros.

Uno de los principales problemas con estas pruebas es que asumen que la serie de todos los miembros del panel tienen o no una raíz unitaria. Para abordar esta problemática, los tests como los de Maddala y Wu (1999), Choi (2001) e Im et al. (2003) o IPS permiten una raíz unitaria individual para cada corte transversal, por lo que el coeficiente de autocorrelación puede variar entre los mismos. En estas pruebas, la hipótesis nula es que cada serie del panel tiene una raíz unitaria, contra la alternativa de que algunos, pero no todos los integrantes del panel presentan raíz unitaria. De esta manera, en la hipótesis alternativa al menos uno de los cortes transversales tiene que ser estacionario. El test IPS se basa en el test ADF para estimar el estadístico de cada miembro del panel individualmente y luego promediarlos a fin de obtener el estadístico de panel. Este test permite heterogeneidad tanto en las constantes como en los coeficientes de las pendientes entre los miembros del panel. Por otro lado, los tests de Maddala y Wu, y Choi están basados en los tests de Fisher (1932) que combinan los “p-values” de cada test de raíz unitaria individual para derivar el estadístico de panel. Los “p-values” pueden derivarse tanto del test de raíz unitaria ADF, como proponen Maddala y Wu (1999), o del test Phillips-Perron (PP). El test IPS requiere que el panel sea fuertemente balanceado mientras

que los tests tipo Fisher no. Además, los tests tipo Fisher tienen más poder que el IPS (Baltagi, 2008), y de acuerdo a Maddala y Wu (1999) el test de Fisher tiene menores distorsiones en muestras más pequeñas, como en este caso. En general, las pruebas que permiten incorporar heterogeneidad requieren que T sea mayor que N para evitar distorsiones de tamaño, lo cual se cumple en esta muestra.

La desventaja de los tests de primera generación es que el supuesto de independencia entre los cortes transversales es difícil que se verifique en la práctica, sobre todo en paneles con variables macroeconómicas, como en este caso. En presencia de dependencia transversal en el panel los resultados de los tests de primera generación pueden presentar distorsiones o sesgos de tamaño, los estadísticos podrían no estar normalmente distribuidos, y los valores críticos comunes no se pueden emplear (Banerjee et al., 2004; Baltagi, 2008). Por lo tanto, es necesario testear la existencia de dependencia transversal entre los miembros del panel. A tal fin, se aplica el test de dependencia entre secciones (CD) desarrollado por Pesaran (2004), que prueba la hipótesis nula de ausencia de dependencia transversal. Este test analiza los coeficientes de correlación entre dos miembros para cada miembro del panel, para luego promediarlos y derivar el estadístico de panel.³⁴ En este caso, existe dependencia transversal entre los países como se muestra más adelante, por lo que es necesario aplicar los test de raíz unitaria de segunda generación.

La serie original (S_{it}) puede ser descompuesta en un componente común no observable que afecta a todos los cortes (FC_t), y un factor idiosincrático que es específico a cada corte del panel (FI_{it}), de la siguiente manera:

$$S_{it} = \varphi_{it}FC_t + FI_{it} \quad (23)$$

Cada corte puede tener una elasticidad (φ_{it}) distinta al factor común. En términos generales, el objetivo de las pruebas de raíz unitaria con dependencia transversal es extraer el o los factores comunes y aplicar el test de raíz unitaria al componente idiosincrático.

Entre los tests más comúnmente empleados se encuentran los de Bai y Ng (2004) y Pesaran (2007). Por un lado, Pesaran (2007) deriva un estadístico similar al IPS basado en la media de los tests ADF individuales que se conoce como CIPS, que es el IPS aumentado transversalmente. A fin de eliminar la dependencia cruzada entre las secciones, se aumenta el ADF con el promedio transversal de las series individuales rezagadas en niveles y diferencias, lo que se conoce como el estadístico Dickey-Fuller aumentado transversalmente (CADF). En otras palabras, se emplean los promedios de los cortes transversales de las series observadas como “proxies” de los factores comunes no observados. Una vez obtenidos los estadísticos

³⁴ El estadístico presenta una distribución normal estándar bajo la hipótesis nula.

CADF para cada sección del panel, se deriva el estadístico CIPS para todo el panel promediando los mismos, tal como hace el test IPS. La hipótesis nula es que todos los cortes transversales son no estacionarios contra la alternativa de que sólo algunos lo son.³⁵

Por su parte, Bai y Ng (2004) testean la estacionariedad en los factores y los componentes idiosincráticos por separado, método conocido como análisis de panel de no estacionariedad en factores idiosincráticos y comunes (PANIC).³⁶ A tal fin, derivan estimadores consistentes de los factores sin importar si el residuo es estacionario o no. Para estimar los componentes no observables utilizan el método de componentes principales, donde el número de factores comunes se determina en base a Bai y Ng (2002), siendo cuatro el máximo permitido en este caso. Primero se estiman los factores en primera diferencia y los componentes principales son extraídos de los datos diferenciados. Luego, se reacumulan los factores estimados a fin de conservar las propiedades estocásticas de la serie original. Los componentes idiosincráticos son derivados como proyecciones de las observaciones en los componentes comunes. Bai y Ng (2004) asumen que la no estacionariedad puede provenir tanto de los factores comunes, del término idiosincrático, o de ambos, por lo que aplican los tests de raíz unitaria a cada componente por separado. Para testear la hipótesis de no estacionariedad en el componente idiosincrático proponen acumular los valores de los estadísticos del test ADF individuales de las series sin factores comunes. A tal fin, se pueden emplear el test IPS o los tests de estilo Fisher. Para testear la estacionariedad en los factores comunes, emplean las pruebas de raíz unitaria de series de tiempo ADF y PP, para las cuales la hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria mientras que la alternativa es la estacionariedad. Dado el pequeño tamaño de la muestra en cuanto a número de períodos, estos tests tienen baja potencia y los resultados pueden estar sesgados.

La principal diferencia entre ambas pruebas es que Bai y Ng (2004) utilizan el análisis de componentes principales para estimar los factores comunes FC_t mientras que Pesaran (2007) emplea los promedios de las cortes transversales de las variables observadas como proxies de los factores comunes no observables. Además, Pesaran (2007) considera sólo un factor común, mientras que Bai y Ng (2004) consideran la existencia de más de uno.

Por último, para los tests paramétricos basados en el ADF es necesario elegir el número de rezagos a estimar en el VAR. Este paso no es menor porque si el número de rezagos es chico el test estaría mal especificado y lleva a distorsiones de tamaño. Si el número es muy grande, el test es ineficiente y pierde potencia. Por tal motivo, se emplean diferentes criterios

³⁵ El estadístico sigue una distribución no estándar bajo la hipótesis nula, por lo que se deriva el estadístico Z (t -bar), que sigue una distribución estándar normal.

³⁶ Se empleó el código `bai-ng-panic.prg` en RATS desarrollado por Shin y Pedroni para la aplicación de este test.

de selección tales como Akaike (AIC), bayesiano de Schwarz (SIC), Hannan-Queen (HQC), y AIC modificado. El número de rezagos puede variar entre países.

IV.1.2.2. Análisis de Cointegración

Una vez que se establece que todas las variables son integradas de orden uno o $I(1)$ en panel, es decir, son no estacionarias en niveles pero estacionarias en primera diferencia, el siguiente paso es evaluar si existe una relación de cointegración entre las mismas. A tal fin, se aplican los tests de cointegración homogéneos de Kao (1999), y heterogéneos de Pedroni (1999, 2004) y Westerlund (2007).

Kao (1999) desarrolla un test basado en residuos que es una extensión del test de cointegración de Engle y Granger (1987) para series de tiempo. Básicamente, este test analiza si los residuos de la regresión de series que son $I(1)$ son estacionarios mediante el test de raíz unitaria ADF. Si es así, las series están cointegradas. La hipótesis nula es que no existe cointegración. Este test impone homogeneidad en los vectores de cointegración entre los cortes transversales y en las dinámicas de corto plazo, a diferencia de los tests de Pedroni y Westerlund, como se describe a continuación.

Pedroni (1999, 2004) propone siete estadísticos basados en la estimación de los residuos de la relación de cointegración para evaluar la hipótesis nula de no cointegración en paneles dinámicos con variables explicativas múltiples.³⁷ La ventaja de este test es que admite heterogeneidad a largo y corto plazo ya que las dinámicas y efectos fijos pueden variar entre los cortes transversales, y el vector de cointegración puede ser distinto bajo la hipótesis alternativa, lo cual es menos restrictivo que otros tests. En base al tratamiento de los coeficientes autorregresivos para derivar el estadístico de panel, los tests de Pedroni se dividen en dos grupos de acuerdo a si la estimación se hace mediante “within-dimension” o “between-dimension.”³⁸ En el primer grupo se encuentran cuatro estadísticos de panel (v , PP rho, PP t y ADF t), similares al de Kao, ya que promedian los estadísticos de los tests de cointegración para cada corte transversal. En el segundo grupo se encuentran tres estadísticos de grupo (PP rho, PP t y ADF t) que realizan el promedio por partes (se calcula el promedio entre el numerador y denominador del estadístico por separado). Los tests de grupo son menos restrictivos ya que permiten que haya heterogeneidad en la ecuación de cointegración entre los cortes del panel en la hipótesis alternativa. Además, el estimador de media de grupo tiene menor restricción de tamaño. El test de Pedroni presenta otras ventajas ya que es menos

³⁷ Los estadísticos tienen una distribución normal estándar bajo la hipótesis nula que diverge a $-\infty$.

³⁸ Mientras que el primer estimador agrupa a todos los cortes acumulando los residuos y asume un valor común para el coeficiente de raíz unitaria de todos los miembros del panel, el segundo utiliza la media de los valores individuales, por lo que los coeficientes de la raíz unitaria pueden ser distintos.

afectado por presencia de componentes $I(2)$, correlación a corto plazo o entre los cortes transversales y cointegración “cross-unit,” de acuerdo a Hlouskova y Wagner (2006). Este test también es robusto a la presencia de causalidad en ambos sentidos.

A diferencia de los tests basados en residuos, Westerlund (2007) testea la hipótesis nula de no cointegración mediante una ecuación de un MCE.³⁹ Este test evalúa la ausencia de cointegración analizando si los miembros del panel presentan un coeficiente de corrección de error. Esta prueba permite heterogeneidad entre los cortes en el MCE, tanto a largo como corto plazo. Westerlund (2007) desarrolla cuatro estadísticos. Dos de los estadísticos postulan como hipótesis alternativa que existe cointegración en todo el panel, por lo que el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración significa que existe cointegración en todo el panel.⁴⁰ En este caso, los estadísticos de panel agrupan la información del término de corrección de error entre los cortes transversales. En los otros dos estadísticos, la hipótesis alternativa es que al menos uno de los cortes transversales presenta cointegración. Por lo tanto, el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración se interpreta como que existe cointegración en al menos uno de los cortes transversales.⁴¹ En este caso, se estima la media ponderada de grupo.

A diferencia de los tests de Kao y Pedroni, que no incorporan la correlación entre los cortes transversales, siguiendo a Chang (2004) el test de Westerlund propone el uso de la técnica de remuestreo para estimar los valores críticos robustos a fin de controlar por dependencia transversal. De esta manera, los estadísticos y valores críticos son robustos a la presencia de factores comunes en las series.

Por otro lado, se analizan también los factores comunes e idiosincráticos por separado como sugieren Bai y Ng (2004). Si los factores comunes son $I(1)$ pero los componentes idiosincráticos son $I(0)$, la no estacionariedad en el panel se debe enteramente a tendencias comunes estocásticas, lo que se denomina cointegración transversal. Así, las series están cointegradas cuando los factores comunes de las mismas lo están. Si ambos componentes son $I(1)$, los tests de cointegración se aplican a ambos componentes por separado debido a que la hipótesis nula de no cointegración debe ser rechazada para ambos componentes. Se aplica el test de cointegración de Johansen para el caso de los factores comunes, y el test de Pedroni para los componentes idiosincráticos, ya que por definición son independientes.⁴² Cabe destacar que los tests de cointegración para las series de tiempo de los factores comunes pierden poder debido al tamaño reducido de la muestra.

³⁹ Para aplicar el test de Westerlund se usó el código `xtwest` en Stata desarrollado por Persyn y Westerlund (2008).

⁴⁰ P_t y P_a son los estadísticos de panel para los cuales la hipótesis alternativa es que el parámetro de corrección es menor a cero, e igual para todos los cortes.

⁴¹ G_t y G_a son los estadísticos de media de grupo donde la hipótesis alternativa es que el parámetro de corrección es menor a cero para al menos un corte, sin que sea igual para todos los cortes.

⁴² Para los tests que involucran estadísticos paramétricos, el número de rezagos puede variar entre los cortes transversales y se estima en base a los distintos criterios de información.

IV.1.2.3. Análisis de Causalidad a Corto y Largo Plazo

Las pruebas de cointegración permiten discernir si existe una relación a largo plazo entre las variables, pero no indican la existencia y dirección de causalidad entre las mismas. A fin de establecer si existe una relación de causalidad entre las exportaciones a China y el producto de los países de América Latina, y la dirección de la misma, se emplean los tests de no causalidad al estilo Granger. A su vez, se analiza si las exportaciones a China mantienen una relación causal con las exportaciones al resto del mundo. De esta manera, se dispone de mayor evidencia acerca del impacto de las exportaciones a China en el patrón de especialización de los países latinoamericanos.

Se siguen dos estrategias de estimación en base a los resultados de los tests de cointegración de la sección anterior. Si bien se verifica la hipótesis de que las variables de interés son no estacionarias, la evidencia a favor de la existencia de una relación de cointegración entre las mismas es mixta, por lo que se consideran dos casos. Primero, si las variables son no estacionarias pero no están cointegradas, se procede a testear la causalidad a la Granger empleando un modelo VAR. En segundo lugar, si las variables son no estacionarias y están cointegradas, se aplica un MCE.

Por un lado, si las series son integradas de orden uno pero no están cointegradas, es posible emplear un modelo VAR en primera diferencia, de la siguiente manera:⁴³

$$\Delta \ln(N_{it}) = \theta_{10i} + \sum_{l=1}^p \theta_{11il} \Delta \ln(N_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \theta_{12il} \Delta \ln(K_{i,t-l}) \quad (24)$$

$$+ \sum_{l=1}^p \theta_{13il} \Delta \ln(XRM_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \theta_{14il} \Delta \ln(XCHN_{i,t-l}) + \varepsilon_{1it}$$

$$\Delta \ln(XCHN_{it}) = \theta_{20i} + \sum_{l=1}^p \theta_{21il} \Delta \ln(N_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \theta_{22il} \Delta \ln(K_{i,t-l}) \quad (25)$$

$$+ \sum_{l=1}^p \theta_{23il} \Delta \ln(XRM_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \theta_{24il} \Delta \ln(XCHN_{i,t-l}) + \varepsilon_{2it}$$

$$\Delta \ln(XRM_{it}) = \theta_{30i} + \sum_{l=1}^p \theta_{31il} \Delta \ln(N_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \theta_{32il} \Delta \ln(K_{i,t-l}) \quad (26)$$

$$+ \sum_{l=1}^p \theta_{33il} \Delta \ln(XRM_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \theta_{34il} \Delta \ln(XCHN_{i,t-l}) + \varepsilon_{3it}$$

⁴³ Se presenta el modelo multivariado para el caso del producto no exportable siendo las derivaciones para el producto exportable y los modelos bivariados análogas.

$$\Delta \ln(K_{it}) = \theta_{40i} + \sum_{l=1}^p \theta_{41il} \Delta \ln(N_{it-l}) + \sum_{l=1}^p \theta_{42il} \Delta \ln(K_{it-l}) \quad (27)$$

$$+ \sum_{l=1}^p \theta_{43il} \Delta \ln(XRM_{it-l}) + \sum_{l=1}^p \theta_{44il} \Delta \ln(XCHN_{it-l}) + \varepsilon_{4it}$$

donde Δ representa el operador de primera diferencia, l el número de rezagos y ε_{it} es el término de error independiente. Si θ_{14il} es significativamente distinto de cero, las exportaciones a China tienen una relación causal a la Granger con el producto. Contrariamente, si θ_{21il} resulta significativo y distinto de cero, hay causalidad inversa. Si ambos coeficientes son estadísticamente distintos de cero, la relación de causalidad es bidireccional.

Por otro lado, si las variables son no estacionarias pero están cointegradas, el teorema de representación de Granger sugiere que el modelo VAR anterior está mal especificado y que la relación entre las variables puede ser representada mediante un MCE dinámico (Engle y Granger, 1987). Si las variables están cointegradas, cualquier diferencia en $t-1$ induce a cambios en las variables en el próximo período, de manera tal de forzarlas a regresar a la relación de largo plazo existente entre las mismas. Por lo tanto, es necesario incorporar el término de corrección de error al modelo anterior. A fin de estimar el MCE se sigue un procedimiento en dos etapas. El primer paso consiste en estimar la relación de cointegración a largo plazo como se realiza en la siguiente sección.⁴⁴ Una de las ventajas de realizar este primer paso es que no se restringe a las relaciones a largo plazo a ser homogéneas. El siguiente paso consiste en construir el término de desequilibrio o de corrección de error (ec_{it}) a partir de la estimación de la elasticidad a largo plazo de la siguiente manera:⁴⁵

$$ec_{it} = \ln(N_{it}) - [\hat{\beta}_{1i} \ln(XCHN_{it}) + \hat{\beta}_{2i} \ln(XRM_{it}) + \hat{\beta}_{3i} \ln(K_{it}) + \hat{\beta}_{4i}T + \hat{f}_i] \quad (28)$$

Luego se estima el MCE, dado por la siguiente representación:⁴⁶

⁴⁴ Los resultados se derivan de la estimación por FMOLS como se explica en la siguiente sección, ya que los resultados obtenidos por DOLS y FMOLS son en general similares. Dado que el objetivo es estudiar la elasticidad a largo plazo entre las variables de interés, el análisis de causalidad se basa en los resultados sobre las series originales (sin substraer los factores comunes ni netas del promedio transversal) a fin de captar el efecto total, como sugieren Dreger y Herzer (2013).

⁴⁵ Las derivaciones para el modelo con el PBI exportable y los modelos bivariados son análogas.

⁴⁶ Las derivaciones para el modelo con el PBI exportable y los modelos bivariados son análogas.

$$\begin{aligned} \Delta \ln(N_{it}) = & \rho_{10i} + \sum_{l=1}^p \rho_{11il} \Delta \ln(N_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{12il} \Delta \ln(K_{i,t-l}) \\ & + \sum_{l=1}^p \rho_{13il} \Delta \ln(XRM_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{14il} \Delta \ln(XCHN_{i,t-l}) \end{aligned} \quad (29)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln(XCHN_{it}) = & \rho_{20i} + \sum_{l=1}^p \rho_{21il} \Delta \ln(N_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{22il} \Delta \ln(K_{i,t-l}) \\ & + \sum_{l=1}^p \rho_{23il} \Delta \ln(XRM_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{24il} \Delta \ln(XCHN_{i,t-l}) \\ & + \gamma_{1i} ec_{it-1} + \varepsilon_{1it} \end{aligned} \quad (30)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln(XRM_{it}) = & \rho_{30i} + \sum_{l=1}^p \rho_{31il} \Delta \ln(N_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{32il} \Delta \ln(K_{i,t-l}) \\ & + \sum_{l=1}^p \rho_{33il} \Delta \ln(XRM_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{34il} \Delta \ln(XCHN_{i,t-l}) \\ & + \gamma_{2i} ec_{it-1} + \varepsilon_{2it} \end{aligned} \quad (31)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln(K_{it}) = & \rho_{40i} + \sum_{l=1}^p \rho_{41il} \Delta \ln(N_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{42il} \Delta \ln(K_{i,t-l}) \\ & + \sum_{l=1}^p \rho_{43il} \Delta \ln(XRM_{i,t-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{44il} \Delta \ln(XCHN_{i,t-l}) \\ & + \gamma_{3i} ec_{it-1} + \varepsilon_{3it} \end{aligned} \quad (32)$$

El teorema de representación de Granger implica que si existe una relación a largo plazo entre las exportaciones a China y el producto, los coeficientes que acompañan al término de error deben ser distintos de cero. ec_{it} representa la magnitud del desvío de las variables de la relación de equilibrio en $t-1$. Dado que las variables están cointegradas, un desvío en $t-1$ induce a un cambio en t a fin de que las variables vuelvan a su relación de equilibrio. Los coeficientes γ_i representan entonces la velocidad de ajuste con que se regresa al equilibrio a largo plazo. Por lo tanto, si variaciones en las exportaciones a China tienen un impacto en el crecimiento, γ_{1i} debe ser significativo y negativo para asegurar que ante un desvío del equilibrio a largo plazo se vuelva al mismo. Si fuera positivo, ante desvíos en las variables la relación se alejaría del equilibrio de largo plazo.

Por otro lado, las variables en diferencias representan las dinámicas a corto plazo. Consecuentemente, si los coeficientes de las mismas son significativamente distintos de cero, existe una relación de causalidad en el corto plazo entre las variables.

A fin de determinar la existencia y dirección de causalidad se realizan las pruebas de hipótesis sobre la significatividad de los coeficientes del VAR y del MCE.⁴⁷ Se consideran dos casos dependiendo de si el panel es homogéneo o heterogéneo. En primer lugar, se realizan las pruebas de hipótesis sobre los coeficientes derivados para el panel en su conjunto asumiendo homogeneidad en las respuestas. Luego, considerando la posible heterogeneidad en la relación de causalidad entre los países, se realizan las pruebas de panel basadas en los resultados de las pruebas de hipótesis individuales.⁴⁸ Cabe recalcar que la inferencia a partir de los resultados para los miembros del panel individualmente puede ser poco confiable debido a que el número de países y períodos de la muestra es pequeño (Canning y Pedroni, 2008).

Bajo el supuesto de homogeneidad, en relación al VAR se emplea el test de significatividad conjunta para todos los rezagos de cada variable. Para evaluar la causalidad para el panel desde las exportaciones a China hacia el producto, las hipótesis nula y alternativa son: $H_0: \theta_{14l} = 0$ para todo l , y $H_A: \theta_{14l} \neq 0$ para todo l . Si se rechaza la hipótesis nula de no causalidad, hay causalidad en el panel desde las exportaciones a China hacia el producto, $XCHN \rightarrow N$. A fin de evaluar la causalidad en el panel desde el producto hacia las exportaciones a China, las hipótesis son: $H_0: \theta_{21l} = 0$ para todo l , y $H_A: \theta_{21l} \neq 0$ para todo l . Si se rechaza la hipótesis nula, hay causalidad en el panel $N \rightarrow XCHN$. Análogamente, si se rechazan ambas hipótesis nulas, hay causalidad bidireccional entre producto y exportaciones a China.

En referencia al MCE, se analiza la causalidad a corto y largo plazo por separado. Para testear si existe causalidad a la Granger a largo plazo desde las exportaciones a China hacia el producto en el panel, se evalúan las siguiente hipótesis mediante los tests de significatividad t y z : $H_0: \gamma_1 = 0$, y $H_A: \gamma_1 \neq 0$. Si se rechaza la hipótesis nula de no causalidad, hay causalidad a la Granger en el panel a largo plazo desde las exportaciones a China hacia el PBI. Para testear si existe causalidad inversa a largo plazo en el panel, es decir, desde el producto hacia las exportaciones a China, se testean las hipótesis: $H_0: \gamma_2 = 0$, y $H_A: \gamma_2 \neq 0$. Si se rechaza la hipótesis nula, hay causalidad a la Granger a largo plazo desde el producto hacia las exportaciones a China. Si ambas hipótesis nulas de no causalidad son rechazadas, habría causalidad bidireccional a largo plazo entre el producto y las exportaciones a China.

⁴⁷ Dado que todas las variables en los modelos son estacionarias, y dadas las propiedades de superconsistencia de las estimaciones de la relación de cointegración, se pueden llevar a cabo las pruebas de hipótesis estándar sobre los coeficientes de los modelos.

⁴⁸ Una de las falencias de la mayoría de los tests de causalidad en paneles es que no consideran la dependencia transversal, debido en parte a la complejidad para modelar dicha dependencia en las hipótesis nula y alternativa, y sus implicancias negativas, especialmente en las propiedades de muestras pequeñas (Dumitrescu y Hurlin, 2012). Hay una literatura incipiente en este sentido, como las pruebas propuestas por Emirmahmutoglu y Kose (2001) y Dumitrescu y Hurlin (2012). La aplicación de estas técnicas queda pendiente para futuros análisis.

A fin de evaluar si existe causalidad en el corto plazo, se aplica el test de significatividad conjunta para todos los rezagos de cada variable. Para evaluar la causalidad de panel en el corto plazo desde las exportaciones a China hacia el producto las hipótesis son: $H_0: \rho_{14l} = 0$ para todo l , y $H_A: \rho_{14l} \neq 0$ para todo l . Si se rechaza la hipótesis nula, hay causalidad a corto plazo en el panel $XCHN \rightarrow N$. Para evaluar la causalidad en el corto plazo en el panel desde el producto hacia las exportaciones a China, las hipótesis son: $H_0: \rho_{21l} = 0$ para todo l , y $H_A: \rho_{21l} \neq 0$ para todo l . Si se rechaza la hipótesis nula, hay causalidad a corto plazo en el panel $N \rightarrow XCHN$. Análogamente, si se rechazan ambas hipótesis nulas, hay causalidad bidireccional a corto plazo entre producto y exportaciones a China.

También se testea la hipótesis de no causalidad fuerte, ni a corto ni largo plazo en el panel de la siguiente manera, con interpretaciones análogas:

$XCHN \rightarrow N$: $H_0: \gamma_1 = 0$ y $\rho_{11l} = 0, \rho_{12l} = 0, \rho_{13l} = 0, \rho_{14l} = 0$ para todo l .

$N \rightarrow XCHN$: $H_0: \gamma_2 = 0$ y $\rho_{21l} = 0, \rho_{22l} = 0, \rho_{23l} = 0, \rho_{24l} = 0$ para todo l .

Finalmente, se evalúa si existe causalidad desde las exportaciones a China hacia las exportaciones al resto del mundo a fin de verificar la hipótesis de que las primeras podrían estar impactando en la canasta exportadora de los países de América Latina. Para esto, se realizan pruebas análogas sobre los coeficientes θ_{33il} en el modelo VAR, y γ_3 (causalidad a largo plazo) y ρ_{34il} (causalidad a corto plazo) derivados del MCE.

En segundo lugar, se considera la posibilidad de que la relación de causalidad difiera entre los países del panel bajo la hipótesis alternativa. En el caso de paneles heterogéneos, los estadísticos de panel se basan en las regresiones y estadísticos individuales. Para incorporar esta variante, se emplean dos tipos de tests que han surgido en la literatura.

Por un lado, a fin de evaluar la causalidad en el modelo VAR, y la causalidad en el corto plazo en el MCE, el estadístico a utilizar se basa en los trabajos de Hurlin y Venet (2001), Emirmahmutoglu y Kose (2011) y Dumitrescu y Hurlin (2012). Específicamente, la hipótesis nula es que no existe causalidad para ninguno de los países, lo que se denomina hipótesis de no causalidad homogénea, contra la hipótesis alternativa de que hay causalidad para algunos de los países pero para al menos un país no hay causalidad. Específicamente, las hipótesis a testear a partir del modelo VAR en el caso de la causalidad desde las exportaciones a China hacia el producto son: $H_0: \theta_{14il} = 0$ para todo $i=1, \dots, N$, y $H_A: \theta_{14il} = 0$ para $i=1, \dots, N_1$, $\theta_{14il} \neq 0$ para $i=N_1+1, \dots, N$. Análogamente se testea la causalidad inversa.

En relación al MCE, la hipótesis de no causalidad a corto plazo desde las exportaciones a China al producto es: $H_0: \rho_{14il} = 0$ para todo $i=1, \dots, N$, y $H_A: \rho_{14il} = 0$ para $i=1, \dots, N_1$, $\rho_{14il} \neq 0$ para $i=N_1+1, \dots, N$. Y análogamente se testea la causalidad inversa.

De la misma manera, se testea la causalidad desde las exportaciones a China hacia las exportaciones al resto del mundo.

Siguiendo la metodología empleada en los tests de raíz unitaria heterogéneos como el IPS, estos trabajos proponen promediar el test de Wald para cada país asociado a la hipótesis nula de no causalidad individual a fin de derivar el siguiente estadístico de panel:⁴⁹

$$W_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{iT} \quad (33)$$

donde W_{it} es el estadístico de Wald para cada país i asociado a la hipótesis nula de no causalidad en el país i . A partir del mismo, se deriva es estadístico estandarizado Z_{NT}^{HNC} que tiene una distribución normal bajo la hipótesis nula.⁵⁰

Por otro lado, para evaluar la causalidad a largo plazo se aplican dos tests desarrollados por Canning y Pedroni (2008) para MCE dinámicos en paneles heterogéneos. Estos autores proponen un estadístico basado en la media de grupo para evaluar la hipótesis nula de no causalidad en promedio para el panel contra la hipótesis alternativa de causalidad en promedio para el panel, similares a los propuestos para analizar la dinámica heterogénea a corto plazo. Este estadístico promedia los valores de los estadísticos t individuales para la hipótesis nula de no causalidad individual ($H_0: \gamma_i = 0$), como sigue:

$$\bar{t}_{\gamma} = \frac{\sum_{i=1}^N t_{\gamma i}}{N} \quad (34)$$

donde $t_{\gamma i}$ es el estadístico de significatividad para cada país.⁵¹ Si se rechaza la hipótesis nula, se infiere que hay causalidad en promedio para el panel. En otras palabras, para algunos países la causalidad puede ser positiva y para otros, negativa. Canning y Pedroni (2008) también desarrollan un segundo estadístico Lambda-Pearson, complementario al anterior, que se basa en los “p-values” individuales.⁵² El mismo toma los “p-values” de cada país $p_{\gamma i}$, derivados de los tests de significatividad individual $t_{\gamma i}$, y calcula el estadístico de panel para la hipótesis nula de no causalidad, que representa la significatividad marginal acumulada para el panel, de la siguiente manera:⁵³

⁴⁹ El test estándar de Wald tiene una distribución Chi-cuadrado bajo la hipótesis nula de no causalidad.

⁵⁰ Los autores citados también proponen el uso de técnicas de remuestreo para derivar los valores en caso de T y N fijos, que no se incluyen aquí y quedan pendientes para futuros análisis.

⁵¹ El estadístico \bar{t}_{γ} tiene una distribución normal bajo la hipótesis nula de no causalidad para el panel en promedio.

⁵² Canning y Pedroni (2008) señalan que cuando la velocidad de ajuste es heterogénea entre los miembros del panel, la interpretación de ambos tests difiere debido a que el primero es a dos colas, y el segundo a una. Por lo tanto, deben interpretarse de manera conjunta para arribar a conclusiones.

⁵³ Este estadístico tiene una distribución Chi cuadrado bajo la hipótesis nula de no causalidad.

$$P_{\gamma} = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_{\gamma i} \quad (35)$$

A fin de estimar los modelos descritos se emplean las técnicas de paneles dinámicos denominadas método generalizado de los momentos (GMM) en diferencias y en sistemas, desarrollados por Arellano y Bond (1991), y Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998).⁵⁴ Las variables explicativas son endógenas y sus valores rezagados pueden estar correlacionadas con el término de error. Al introducir la variable dependiente en diferencias como variable explicativa surgen problemas de simultaneidad porque la variable dependiente rezagada está correlacionada con el término de error. Además, los efectos no observables de cada país pueden estar correlacionados con otras variables explicativas. Por lo tanto, es necesario emplear variables instrumentales para controlar por problemas de endogeneidad y correlación serial dado que la estimación por MCO podría derivar en regresiones espurias. A fin de controlar por problemas de endogeneidad, este método usa las variables endógenas en niveles rezagadas como instrumentos para obtener estimadores eficientes no sesgados y consistentes. GMM en diferencias usa las variables rezagadas en niveles como instrumentos de las variables endógenas en diferencias. No obstante, el uso de las variables en niveles como instrumentos de las variables en diferencias no es adecuado si la correlación entre las mismas es débil. Por lo tanto, GMM en sistemas combina regresiones en diferencias y niveles en un sistema incorporando instrumentos en diferencias. Es decir, usa las variables en diferencias rezagadas como instrumentos de la ecuación en niveles, mientras que las variables rezagadas en niveles son usadas como instrumentos en la ecuación en primera diferencia.

Otra de las ventajas de emplear GMM es que controla por los efectos fijos específicos de cada país que también pueden estar correlacionados con las variables explicativas. Aunque en general el estimador por GMM en sistemas presenta mayor eficacia que el de diferencias, incorpora mayor número de instrumentos, por lo que en caso de tener una muestra pequeña como ésta, puede no ser del todo apropiado.

Para que los instrumentos sean válidos no tiene que existir correlación entre los mismos y el término de error. Por lo tanto, se aplican los tests de Sargan y Hansen a fin de evaluar la hipótesis nula de sobreidentificación de las variables instrumentales.⁵⁵ Estos tests evalúan la hipótesis nula de que los instrumentos y el término de error son independientes. En

⁵⁴ Si bien el estimador GMM en dos etapas es asintóticamente más eficiente, la dependencia de la matriz de ponderación de parámetros estimados hace que las aproximaciones asintóticas de la distribución y los errores estándares estén sesgados en muestras pequeñas, y por lo tanto las estimaciones sean menos confiables. Por tal motivo, se emplea el estimador en una etapa con errores estándares robustos a la presencia de autocorrelación serial y heterocedasticidad, y corrección de muestras pequeñas. Se emplea el comando `xtabond2` en Stata desarrollado por Roodman (2009).

⁵⁵ Se aplican ambos tests porque el test de Sargan no es robusto a la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación mientras que el test de Hansen sí lo es.

consecuencia, si la hipótesis nula no puede ser rechazada indicaría que los instrumentos empleados son válidos. A su vez, como sugieren Arellano y Bond (1991), se testea la correlación serial de primer y segundo orden de los términos de error. Para esto se emplea el test de Arellano y Bond de autocorrelación. Si la hipótesis nula de no correlación serial de los términos de error de segundo orden no puede ser rechazada, el estimador es válido.

Una de las principales desventajas del método GMM es que asume que los coeficientes de las pendientes son homogéneos para todos los miembros del panel, dado que se basa en la técnica de acumulado para derivar los estimadores de panel. Solamente la constante puede variar entre los países, por lo que impone homogeneidad en las respuestas.⁵⁶ En consecuencia, los parámetros estimados por GMM son inconsistentes si las pendientes no son homogéneas (Pesaran y Smith, 1995; Pesaran et al., 1997, 1999; Phillips y Moon, 2000; Im et al., 2003). Si bien al utilizar un MCE en dos etapas es posible incorporar mayor heterogeneidad, en la literatura también se han empleado otros estimadores en paneles heterogéneos dinámicos no estacionarios, como el de media de grupo (MG) de Pesaran y Smith (1995), y el de media de grupo acumulada (PMG) de Pesaran et al. (1997, 1999). Para aplicar estas técnicas se estima el MCE en un paso en base a la siguiente especificación:⁵⁷

$$\begin{aligned} \Delta \ln(N_{it}) = & \rho_{10i} + \sum_{l=1}^p \rho_{11il} \Delta \ln(N_{it-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{12il} \Delta \ln(K_{it-l}) \\ & + \sum_{l=1}^p \rho_{13il} \Delta \ln(XRM_{it-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{14il} \Delta \ln(XCHN_{it-l}) \\ & + \gamma_{1i} \{ \ln(N_{it-1}) \\ & - [\hat{\beta}_{0i} + \hat{\beta}_{1i} \ln(XCHN_{it-1}) + \hat{\beta}_{2i} \ln(XRM_{it-1}) + \hat{\beta}_{3i} \ln(K_{it-1}) \\ & + \hat{\beta}_{4i} T + \hat{f}_i] \} + \varepsilon_{1it} \end{aligned} \quad (36)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln(XCHN_{it}) = & \rho_{20i} + \sum_{l=1}^p \rho_{21il} \Delta \ln(N_{it-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{22il} \Delta \ln(K_{it-l}) \\ & + \sum_{l=1}^p \rho_{23il} \Delta \ln(XRM_{it-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{24il} \Delta \ln(XCHN_{it-l}) \\ & + \gamma_{2i} \{ \ln(XCHN_{it-1}) \\ & - [\hat{\beta}_{0i} + \hat{\beta}_{1i} \ln(N_{it-1}) + \hat{\beta}_{2i} \ln(XRM_{it-1}) + \hat{\beta}_{3i} \ln(K_{it-1}) + \hat{\beta}_{4i} T \\ & + \hat{f}_i] \} + \varepsilon_{2it} \end{aligned} \quad (37)$$

⁵⁶ Otro problema es que se asume independencia transversal y homogeneidad en los parámetros de instrumentación, además de que con T grande hay problemas de sobreajuste. Además, este estimador está diseñado para casos donde T es chico y N grande en términos relativos, contrario a esta muestra.

⁵⁷ Las derivaciones para el modelo con el PBI exportable y los modelos bivariados son análogas.

$$\Delta \ln(XRM_{it}) = \rho_{30i} + \sum_{l=1}^p \rho_{31il} \Delta \ln(N_{it-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{32il} \Delta \ln(K_{it-l}) \quad (38)$$

$$\begin{aligned} &+ \sum_{l=1}^p \rho_{33il} \Delta \ln(XRM_{it-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{34il} \Delta \ln(XCHN_{it-l}) \\ &+ \gamma_{3i} \{ \ln(XRM_{it-1}) \\ &- [\hat{\beta}_{0i} + \hat{\beta}_{1i} \ln(N_{it-1}) + \hat{\beta}_{2i} \ln(XCHN_{it-1}) + \hat{\beta}_{3i} \ln(K_{it-1}) \\ &+ \hat{\beta}_{4i} T + \hat{f}_i] \} + \varepsilon_{3it} \end{aligned}$$

$$\Delta \ln(K_{it}) = \rho_{40i} + \sum_{l=1}^p \rho_{41il} \Delta \ln(N_{it-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{42il} \Delta \ln(K_{it-l}) \quad (39)$$

$$\begin{aligned} &+ \sum_{l=1}^p \rho_{43il} \Delta \ln(XRM_{it-l}) + \sum_{l=1}^p \rho_{44il} \Delta \ln(XCHN_{it-l}) \\ &+ \gamma_{4i} \{ \ln(K_{it-1}) \\ &- [\hat{\beta}_{0i} + \hat{\beta}_{1i} \ln(N_{it-1}) + \hat{\beta}_{2i} \ln(XRM_{it-1}) + \hat{\beta}_{3i} \ln(XCHN_{it-1}) \\ &+ \hat{\beta}_{4i} T + \hat{f}_i] \} + \varepsilon_{4it} \end{aligned}$$

El método MG deriva el estimador de panel promediando los coeficientes obtenidos para cada miembro del panel individual, mientras que el método PMG combina la media de grupo y el acumulado mediante un método de máxima verosimilitud. Así, la estimación por MG permite que las constantes, los coeficientes de corto plazo, la relación a largo plazo y las varianzas de error difieran entre los países. Simplemente realiza las estimaciones para cada país individualmente y luego promedia los resultados. En cambio, la estimación por PMG permite que sólo las constantes, los coeficientes de corto plazo y las varianzas de error difieran entre los países, pero los coeficientes de la relación a largo plazo son iguales para todos. Así, el método de acumulado se da en la homogeneidad de la relación a largo plazo mientras que el promedio se aplica sobre las regresiones individuales de las dinámicas a corto plazo.

Finalmente, siguiendo a Herzer (2008) y Dreger y Herzer (2013), a fin de determinar el número de rezagos a incluir en el VAR y MCE se comienza con un modelo sobreparametrizado (con un número máximo de rezagos de cuatro) y se van excluyendo las dinámicas no significativas sucesivamente acorde al menor valor del estadístico t o z, hasta conservar sólo aquellas dinámicas que resulten significativas a un nivel de 10%.⁵⁸

⁵⁸ También se realizaron las estimaciones a partir de los resultados de los criterios de información AIC y SIC para la determinación del número de rezagos. Estos criterios sugieren distintos número de rezagos (entre 0 y 2, dependiendo el modelo), pero los resultados se mantienen ya que al incluir todos los términos con el mismo número de rezagos la mayoría de las dinámicas resultan no significativas.

IV.1.2.4. Estimación de la Elasticidad a Largo Plazo

Una vez analizada la relación de cointegración y causalidad, se estima la magnitud de la elasticidad a largo plazo en base a las ecuaciones (7), (8), (17) y (18) para los modelos multivariados y bivariados, considerando el producto no exportable y exportable. Si las series están cointegradas el estimador por MCO es consistente pero en muestras finitas puede estar sesgado y ser ineficiente porque los errores estarían correlacionados. Por lo tanto, es necesario estimar la relación a largo plazo mediante técnicas de cointegración en paneles. En este caso, se aplican los métodos de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS) y mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (FMOLS) agrupados desarrollados por Pedroni (2000, 2001). Se emplea el estimador agrupado debido a que presenta varias ventajas sobre el estimador acumulado, como sugiere Pedroni (2000, 2001).⁵⁹ Por un lado, ofrece mayor flexibilidad en presencia de vectores de cointegración heterogéneos ya que considera la heterogeneidad entre los países del panel, tanto en las dinámicas como en los vectores de cointegración. Contrariamente, el estimador acumulado impone la restricción de que los vectores de cointegración son iguales para todos los países del panel. A su vez, el estimador agrupado tiene menores distorsiones y mejores propiedades de potencia asociadas a muestras pequeñas, como en este caso.

Básicamente, los estimadores DOLS y FMOLS corrigen el estimador MCO por endogeneidad y correlación serial, haciendo posible el uso de inferencia normal estándar ya que los errores estándares y estadísticos t derivados son consistentes. Además, ambos estimadores son robustos ante la omisión de variables que no forman parte de la relación de cointegración. No obstante, dado que estos estimadores están basados en los residuos, no admiten más de una relación de cointegración en las estimaciones.

Por un lado, el método DOLS, introducido originalmente por Stock y Watson (1993), realiza una corrección paramétrica de los errores introduciendo los valores pasados y futuros de las variables I(1) diferenciados a fin de controlar por problemas asociados a correlación serial y endogeneidad. De esta manera, el método DOLS arroja estimadores no sesgados para las variables cointegradas, aun en presencia de variables endógenas. Adicionalmente, el estimador DOLS es superconsistente en cointegración.

Por otro lado, el método FMOLS aplica una corrección no paramétrica usando un estimador de la covarianza a largo plazo consistente en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación. La variable dependiente es corregida por la parte del error que está

⁵⁹ El estimador de grupo (“group-mean” o “between”) computa el promedio de los estimadores de cada corte transversal individual para derivar el estimador de panel, mientras que el estimador acumulado (“pooled” o “within”) suma los valores de los cortes para el numerador y denominador por separado para derivar luego el estimador de panel.

correlacionada con las variables explicativas. Mediante este método, se obtienen estimadores de largo plazo comunes asintóticamente insesgados, que son invariantes a la heterogeneidad de corto plazo presente en los datos macroeconómicos. Esto es así porque el estimador ajusta por los efectos de las variables endógenas y la dinámica de corto plazo en los errores.

Una de las desventajas de estos estimadores es que no consideran la existencia de dependencia transversal. En la literatura se aplican distintas técnicas para incorporar la dependencia transversal en la estimación. Por un lado, se realizan las estimaciones mediante el método de media de grupo de efectos comunes correlacionados (CCEMG) propuesto por Pesaran (2006). El estimador CCEMG permite controlar por dependencia transversal entre los miembros del panel dado que aumenta el estimador derivado por MCO incorporando en la regresión el promedio transversal de las variables dependiente e independientes, a fin de controlar por la existencia de factores comunes débiles o fuertes. Es decir, los promedios de las variables sirven como variables “proxies” de los factores comunes no observables. Este estimador permite incorporar también heterogeneidad en los parámetros ya que los países pueden tener respuestas individuales distintas a los diversos factores comunes no observables. Otra de las ventajas de este estimador es que no es necesario estimar el número de factores comunes, y es robusto a factores comunes tanto estacionarios como no estacionarios. Primero se estima la regresión para los miembros del panel, para luego derivar el promedio para el estimador de grupo.

Entre las desventajas de esta metodología se destaca que no tiene tan buen desempeño en muestras chicas y asume que las variables son exógenas, con lo que no se considera la posibilidad de que las exportaciones, tanto a China como al resto del mundo, puedan ser endógenas. Otra de las desventajas es que a fin de poder aplicar esta metodología en un panel cointegrado, la no estacionariedad debería provenir únicamente de los factores comunes, y los resultados de las secciones anteriores muestran que no es el caso, por lo que se perdería robustez. No obstante, Eberhardt y Bond (2009) prueban que este estimador tiene buen desempeño aun con variables no estacionarias, ya sea que estén cointegradas o no.

Por otro lado, se realizan también las regresiones por FMOLS y DOLS empleando únicamente los componentes idiosincráticos derivados anteriormente, a fin de estudiar la relación a largo plazo controlando por los posibles efectos comunes que pueden impactar sobre todos los países. Otra de las transformaciones que se realiza a las series con el objetivo de controlar por dependencia transversal consiste en extraer a las series originales los promedios para los cortes transversales en t , previamente a la estimación por FMOLS o DOLS, lo que se conoce como “demeaning.” En primer lugar, para cada variable S_{it} se estima la media de la siguiente manera:

$$\overline{\ln(S_{it})} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \ln(S_{it}) \quad (40)$$

Luego se sustrae la media de las variables originales, para derivar la serie neta del promedio:

$$\ln(S_{it})' = \ln(S_{it}) - \overline{\ln(S_{it})} \quad (41)$$

Sin embargo, esta metodología asume que la dependencia transversal entre los cortes del panel se debe únicamente a la existencia de un sólo factor común, y que la respuesta de los distintos países hacia el mismo es homogénea. En la práctica, es probable que los países tengan respuestas heterogéneas a los factores comunes, como lo considera el método CCEMG, que además también permite que haya múltiples factores comunes. Si existe más de un factor común y la respuesta de los cortes transversales difiere, las estimaciones empleando las series netas de los promedios transversales derivarían en resultados sesgados.

Finalmente, con el objetivo de evaluar si el efecto de las exportaciones a China es estadísticamente distinto del de las exportaciones al resto del mundo, posteriormente a la estimación de la ecuación (7) se emplea el test de Wald para testear la hipótesis nula de que los coeficientes de las exportaciones a China y al resto del mundo son estadísticamente iguales para todos los países: $H_0: \beta_{1i} = \beta_{2i} = \beta_i$ para cada $i = 1, \dots, N$.⁶⁰

IV.1.2.5. Análisis no Lineal

A continuación, se detalla la estrategia econométrica para incorporar dos tipos de no linealidades al análisis. Por un lado, se considera la existencia de un quiebre estructural en la relación de cointegración y en la elasticidad del producto a largo plazo. Por otro lado, se analiza la interacción entre las exportaciones a China y distintas variables relacionadas al patrón exportador que pueden condicionar el efecto sobre el crecimiento a largo plazo.

IV.1.2.5.1. Quiebre Estructural

Cuando se analizan largos períodos de tiempo pueden existir cambios estructurales en la relación de largo plazo de las series que no son tenidos en cuenta en las pruebas de cointegración descritas anteriormente. Si bien el período de tiempo considerado en este análisis no es tan largo como para suponer la presencia de quiebres estructurales, la evidencia presentada en el capítulo III sugiere que la relación a largo plazo entre las exportaciones a China y el producto de los países de América Latina no ha sido homogénea en los últimos 30

⁶⁰ El test de Wald tiene una distribución Chi-cuadrado bajo la hipótesis nula.

años. Por el contrario, la influencia de las exportaciones a China en el crecimiento de la región se podría haber modificado en los últimos 15 años a raíz del espectacular crecimiento de los flujos comerciales y la creciente participación de China como destino de exportación. En otras palabras, el efecto de las exportaciones a China sobre el crecimiento de la región podría no ser estable a lo largo del tiempo. A fin de evaluar esta hipótesis, se testea la existencia de cointegración entre el producto exportable y no exportable, y las exportaciones a China mediante un test de cointegración en paneles que admite la presencia de quiebres estructurales.

En presencia de quiebres estructurales, que usualmente se presentan en el vector de cointegración, los estadísticos de las pruebas aplicadas anteriormente pueden estar distorsionados. Por tal motivo, en los últimos años han empezado a surgir tests de cointegración en paneles que consideran que la relación a largo plazo puede no ser estable. Westerlund y Edgerton (2008) desarrollan un test de cointegración basado en un MCE para la hipótesis nula de no cointegración que incorpora no sólo la existencia de quiebres estructurales, sino también la presencia de dependencia transversal considerando factores comunes inobservables.⁶¹ El test considera la potencial existencia de un quiebre estructural de nivel o de régimen, dependiendo de si el quiebre se da en el intercepto o en la pendiente de la relación de cointegración respectivamente. Además, el momento del quiebre puede variar entre los distintos países del panel y no precisa ser conocido con anterioridad.⁶² Esta prueba está basada en el test de raíz unitaria LM y permite controlar por heterocedasticidad y correlación serial, e incorporar constantes y tendencias individuales. Westerlund y Edgerton (2008) derivan dos estadísticos para la hipótesis nula de no cointegración siendo la hipótesis alternativa la existencia de cointegración para al menos uno de los cortes transversales.⁶³

Por otro lado, se estima la elasticidad a largo plazo incluyendo la existencia de un quiebre estructural. Para esto, se estiman las ecuaciones (19) y (20) por medio de los métodos DOLS y FMOLS, y CCEMG para controlar por dependencia transversal. A fin de determinar el valor de las variables “dummies,” se emplean los quiebres estructurales para cada país derivados en la aplicación del test de Westerlund y Edgerton.

Asimismo, la evidencia presentada en el capítulo III muestra que la relación comercial con China comenzó a incrementarse notablemente a partir del año 2000, aumentado la participación de las exportaciones a este país en las exportaciones totales de los países de América Latina. En este sentido, los trabajos de Lederman et al. (2007), Aziz y Li (2008) y

⁶¹ A fin de estimar los factores comunes, estos autores siguen el procedimiento de Bai y Ng (2004). En este análisis se considera un máximo de tres factores.

⁶² A fin de estimar el momento del quiebre estructural se sigue la estrategia de Bai y Perron (1998). Se considera la existencia de un solo quiebre dado que T es acotado.

⁶³ Los estadísticos tienen una distribución normal en el límite, y el test funciona relativamente bien aun en muestras pequeñas. El número de rezagos es determinado en base al procedimiento secuencial de Campbell y Perron (1991), siendo 10 rezagos el máximo posible a 5% de significancia. Para aplicar el test se utilizó el código en GAUSS `panellmoint.prg`, desarrollado por Westerlund.

BID (2010b) sugieren que a partir de dicho año existe un quiebre estructural en el impacto de las exportaciones a China sobre el crecimiento de la región. En consecuencia, se divide la muestra en dos submuestras. Por un lado, se estima la relación a largo plazo para el período anterior al año 2000, y por el otro, se realiza la estimación para el período posterior a dicho año. Se realizan las estimaciones por FMOLS y CCEMG a fin de controlar por dependencia transversal.⁶⁴ Como se hizo en el caso de la estimación de la elasticidad para el período completo, se prueba mediante el test de Wald la hipótesis de que el efecto de las exportaciones a China y al resto del mundo es estadísticamente igual para cada subperíodo. Hay que ser cauteloso con la interpretación de estos resultados dado el reducido número de períodos de cada submuestra.

IV.1.2.5.2. Condicionantes de la Elasticidad a Largo Plazo

Los resultados para los países individuales muestran que hay heterogeneidad en el impacto de las exportaciones a China sobre el crecimiento económico de los mismos, como se muestra seguidamente. Por lo tanto, se evalúa qué factores condicionan el efecto de las exportaciones a China en el crecimiento. La teoría sobre la hipótesis de ELG presentada en el capítulo II sugiere que las características de la canasta exportadora son condicionantes claves de la relación entre exportaciones y producto. Análogamente, los hechos estilizados discutidos en el capítulo III muestran que la relación entre los distintos países de la región y China es diversa, por lo que podría esperarse un impacto diferencial sobre el crecimiento derivado del mayor comercio. Por lo tanto, se considera la interacción entre el volumen de las exportaciones a China y las características de las mismas. De acuerdo a la evidencia discutida en el capítulo anterior, las exportaciones a China se destacan por su rápida evolución y alta concentración en bienes primarios. Por lo tanto, se consideran las siguientes variables como condicionantes de la elasticidad a largo plazo del producto en relación a las exportaciones a China: participación de las exportaciones a China en las exportaciones totales ($XCHN_PART_i$), tasa de crecimiento de las exportaciones a China ($XCHN_CREC_i$), grado de concentración de las exportaciones a China ($XCHN_CONC_i$), productividad implícita de las exportaciones a China ($XCHN_PROD_i$) y participación de las exportaciones primarias en las exportaciones totales a China ($XCHN_PRIM_i$).⁶⁵

⁶⁴ Dada la similitud entre los resultados por DOLS y FMOLS, se reportan sólo los de FMOLS.

⁶⁵ No se considera la calidad asociada a las exportaciones a China por la falta de series continuas para los países de América Latina en el período de la muestra. Se consideraron también como variables explicativas las series descritas en términos relativos, es decir, la tasa de crecimiento de las exportaciones a China en relación a la tasa de crecimiento de las exportaciones totales, el grado de concentración de las exportaciones a China en relación al grado de concentración de las exportaciones totales, la composición de las exportaciones a China en relación a la composición de las exportaciones totales, y la primarización de las exportaciones a China en relación a la primarización de la canasta

La ecuación (22) no puede estimarse directamente en un panel cointegrado dada la existencia de colinealidad. Por lo tanto, se sigue un procedimiento en dos etapas como sugieren Pedroni y Ricci (2010) y Dreger y Herzer (2013). El primer paso consiste en la estimación del efecto de las exportaciones a China sobre el producto dado por la elasticidad a largo plazo β_1 , como se hizo en el apartado anterior.⁶⁶

El segundo paso consiste en realizar la estimación “cross-section” por MCO para descomponer β_1 en los distintos componentes σ_M , donde M es el número de variables Z_i que interactúan con las exportaciones a China y determinan de manera conjunta su impacto sobre el crecimiento. De esta manera, considerando un solo condicionante, la ecuación a estimar es:

$$\widehat{\beta}_{1i} = \sigma_{0i} + \sigma_{1i} z_i + \mu_i \quad (42)$$

donde $\widehat{\beta}_{1i}$ es la elasticidad estimada entre las exportaciones a China y el producto a largo plazo del país i, la variable z_i toma alternativamente los valores de cada una de los factores condicionantes mencionadas anteriormente y μ_i es el término de error.⁶⁷ Para el caso multivariado, es decir considerando varias de las características de la canasta exportadora simultáneamente, las ecuaciones a estimar son:⁶⁸

$$\begin{aligned} \widehat{\beta}_{1i} = & \sigma_{0i} + \sigma_{1i} XCHN_PART_i + \sigma_{2i} XCHN_CREC_i + \sigma_{3i} XCHN_CONC_i \\ & + \sigma_{4i} CHN_PROD_i + \mu_i \end{aligned} \quad (43)$$

$$\widehat{\beta}_{1i} = \sigma_{0i} + \sigma_{1i} XCHN_PART_i + \sigma_{2i} XCHN_CREC_i + \sigma_{5i} XCHN_PRIM_i + \mu_i \quad (44)$$

Dado que la variable dependiente es la elasticidad a largo plazo para todo el período considerado, se toman los valores promedios de $XCHN_PART_i$, $XCHN_CREC_i$, $XCHN_CONC_i$, $XCHN_PROD_i$ y $XCHN_PRIM_i$ para cada país para el período de la muestra. Pedroni y Ricci (2010) recomiendan estandarizar los valores de las variables en Z_i a fin de controlar por las diferentes unidades no comparables que pueden tener las mismas. A tal fin, se aplica el método conocido como “z-score,” de la siguiente manera:

exportadora. A su vez, se consideró la desagregación de los bienes primarios por sector, entre agrario, minero y petrolero. No obstante, las variables resultan no significativas en la mayoría de las estimaciones por lo que los resultados no se reportan. De todas formas, la productividad asociada a las exportaciones captaría implícitamente la desagregación de los bienes primarios por sector.

⁶⁶ Se emplean los valores de β_1 estimados por FMOLS. Dado que el objetivo es analizar el impacto total de las exportaciones a China, se emplean los coeficientes derivados de las estimaciones empleando las series totales y sin considerar la dependencia transversal, ya que además al incorporarla la mayoría de las elasticidades resultan no significativas.

⁶⁷ La derivación para el modelo bivariado descomponiendo β'_1 es análoga.

⁶⁸ No se incluyen el grado de primarización, y la concentración y productividad implícita de las exportaciones a China en la misma ecuación dado que dichas variables podrían estar correlacionadas. La derivación para el modelo bivariado descomponiendo β'_1 es análoga.

$$\tilde{z}_{mi} = \frac{(z_{mi} - \bar{z}_{mi})}{\sigma_{z_{mi}}} \quad (45)$$

donde \bar{z}_{mi} es el promedio de la variable z_i y $\sigma_{z_{mi}}$ el desvío estándar.

Siguiendo la hipótesis planteada anteriormente sobre un posible quiebre estructural en la relación entre exportaciones y crecimiento a partir del año 2000, se realizan las estimaciones de las ecuaciones (42), (43) y (44) para la muestra total, y para la submuestra a partir de dicho momento. De esta manera, es posible captar si la incidencia del patrón exportador en la relación es estable para todo el período bajo estudio, o muestra un cambio a raíz del posible quiebre estructural.

Finalmente, para estimar estas ecuaciones se emplea el método MCO y se derivan los errores estándares robustos consistentes en presencia de heterocedasticidad, siguiendo el procedimiento de White. Cabe destacar que dado el reducido número de miembros del panel, los resultados de las regresiones “cross-country” pueden no ser confiables por lo que son solamente indicativos a fin de complementar el análisis cuantitativo. La muestra es muy pequeña para derivar conclusiones robustas o sistemáticas.

IV.1.3. Datos y Muestra

En esta sección se describen los datos y se define la muestra a utilizar. A continuación, se detalla la construcción y fuentes de las variables de interés:

- PBI real no exportable (N): se toma el PBI en dólares corrientes de la base de datos Indicadores de Desarrollo Mundial (WDI) del Banco Mundial, y se substraen las exportaciones totales de bienes en dólares corrientes tomadas de la base Estadísticas de la Dirección de Comercio (DOTS) del Fondo Monetario Internacional (FMI).⁶⁹ Para deflactar el PBI neto de exportaciones en dólares corrientes se estima primero el deflactor implícito del PBI en dólares. El mismo se deriva a partir de las series de PBI en dólares corrientes y en dólares constantes de 2005 tomadas de WDI.⁷⁰
- PBI real neto de exportaciones a China (NX): en vez de substraer el total de las exportaciones, se restan del PBI las exportaciones a China únicamente. El PBI total se toma de WDI como se describió anteriormente, y las exportaciones a China se describen a continuación. Para deflactar el PBI neto de exportaciones a China en dólares corrientes se usa el deflactor implícito del PBI en dólares descrito anteriormente.

⁶⁹ Se usan las exportaciones totales de DOTS porque las exportaciones a China y al resto del mundo se toman de esa base ya que WDI no provee datos sobre comercio bilateral. Además, la base de datos DOTS considera sólo exportaciones de bienes, mientras que WDI incluye tanto bienes como servicios.

⁷⁰ No se utiliza directamente el deflactor del PBI de la base WDI porque corresponde a moneda doméstica.

- Exportaciones de bienes reales a China (XCHN):⁷¹ se estima a partir de las importaciones de bienes chinas desde los países latinoamericanos, lo que se conoce como datos espejos, en dólares corrientes.⁷² Por un lado, se toma una muestra de países de América Latina y se utiliza la base de datos Estadísticas del Comercio de Commodities (COMTRADE) de Naciones Unidas (UN) debido a que presenta mayor continuidad y menos datos faltantes que la base DOTS para el mismo período y grupo de países (particularmente para los países de América Central). Por otro lado, se toma una submuestra de países de América del Sur exclusivamente y los datos de la base DOTS porque el número de períodos disponibles es mayor.⁷³ Debido a la falta de series continuas y largas de precios de exportación, para convertir las exportaciones a valores constantes se construyó un deflactor de exportaciones implícito que surge de la división de las exportaciones totales de bienes y servicios en dólares corrientes y las exportaciones en dólares constantes de 2005 de la base WDI.⁷⁴
- Exportaciones de bienes reales al resto del mundo (XRM): a las exportaciones totales en dólares corrientes tomadas de las bases de datos DOTS y COMTRADE, dependiendo la muestra, se les substraen las exportaciones a China. Para convertir las series a términos reales se emplea el deflactor de exportaciones implícito que se describió anteriormente.
- Capital real (K): formación de capital bruta en dólares constantes de 2005 de la base de datos WDI.

Todas las variables se expresan en dólares constantes de 2005, y se toman en logaritmos a fin de controlar por heterocedasticidad.

A fin de analizar los condicionantes de la relación entre exportaciones y crecimiento, se analizan los siguientes indicadores que fueron derivados en la sección III.2.1:

- Participación de las exportaciones a China (XCHN_PART): porcentaje de las exportaciones a China sobre las exportaciones totales (ambas en dólares corrientes), tomadas de las bases de datos DOTS y COMTRADE.

⁷¹ Se toman exportaciones de bienes únicamente porque los flujos de comercio bilateral de las bases de datos DOTS y COMTRADE no incluyen servicios. De todas formas, el comercio de la región con China se concentra mayormente en bienes.

⁷² En vez de utilizar los flujos de exportaciones desde los países de América Latina hacia China, se utilizan las importaciones chinas desde los mismos. Se usan datos espejos porque en general la calidad de los datos sobre importaciones es mayor a la de exportaciones, y la disponibilidad de datos sobre importaciones chinas desde los países de América Latina presenta mayor continuidad que los flujos inversos.

⁷³ En ambos casos, cuando disponibles, las series presentan datos similares.

⁷⁴ Si bien este indicador tiene falencias, se han hecho las comparaciones entre los resultados que arrojan los distintos deflatores y no se exhiben diferencias substanciales. Se han analizado varios potenciales deflatores, entre ellos índices de precios de exportaciones de las Estadísticas de Finanzas Internacionales (IFS) del FMI, WDI y PWT. Dichos índices presentan discontinuidad en la serie, no están disponible para todos los países de la muestra, o el período de tiempo que cubren es acotado (el índice de PWT sería una buena alternativa pero cubre solamente hasta 2011).

- Crecimiento de las exportaciones a China (XCHN_CREC): tasa de crecimiento anual de las exportaciones a China en dólares corrientes tomadas de DOTS y COMTRADE.
- Índice de concentración de las exportaciones a China (XCHN_CONC): índice de Herfindahl (IH) aplicado a la canasta exportadora a China.
- Productividad implícita de las exportaciones a China (XCHN_PROD): índice “EXPY” de la canasta exportadora a China derivado del índice desarrollado por Hausmann et al. (2007).
- Primarización de la canasta exportadora a China (XCHN_PRIM): porcentaje de las exportaciones primarias a China sobre las exportaciones totales a China.⁷⁵

En términos generales, la determinación de la muestra se basa en la disponibilidad de datos de comercio bilateral con China, que es acotado para muchos países de la región. Además, dado que muchas de las técnicas empleadas son válidas sólo para paneles balanceados, se acotó el período a fin de que el panel lo sea. En otras palabras, existe un “trade-off” entre el número de períodos y el número de países a incluir.⁷⁶

En consecuencia, la muestra de países de América Latina consta de las siguientes quince economías: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. Dado que en general los datos sobre flujos bilaterales de comercio entre China y los países de América Central son limitados, esta muestra abarca el período 1991-2013. De aquí en adelante, esta muestra se denomina “LA15.” El gráfico IV.1 muestra la evolución de las exportaciones a China y al resto del mundo, y el producto no exportable para estos países.

Por otro lado, la evidencia descrita en el capítulo III sugiere que el impacto de las exportaciones a China sobre el crecimiento no es homogéneo para todos los países de la región. Las exportaciones desde los países de América del Sur han sido más dinámicas que desde América Central y México, en respuesta a la complementariedad de las ventajas comparativas entre China y el primer grupo. Además, mientras que en los países de América del Sur parece darse una mayor concentración y primarización de las exportaciones, lo que conduciría a una menor tasa de crecimiento, en los países de América Central y México hay menor evidencia de que las exportaciones a China puedan impactar en el crecimiento de los mismos. Sumado a esto, son los países de América del Sur los que, al menos en el corto plazo, presentan mayores comovimientos con China. Por lo tanto, a fin de evaluar si efectivamente la relación entre exportaciones a China y PBI es distinta para los países sudamericanos, se toma una submuestra de países de América del Sur que incluye las siguientes ocho naciones: Argentina, Brasil,

⁷⁵ En base a la clasificación SITC, revisión 2, los bienes primarios incluyen bienes agrícolas (0+1+2-27-28+4), minería (27+28+68) y combustibles (3), datos tomados de UN COMTRADE.

⁷⁶ Si bien el sesgo asociado a la correlación serial de los cortes transversales del panel se elimina asintóticamente a medida que T es mayor, la potencia de las pruebas mejora a medida que N crece, como señala Pedroni (2004).

Chile, Colombia, Ecuador, Perú, Uruguay y Venezuela.⁷⁷ Los flujos comerciales entre los países de América del Sur y China presentan series de tiempo más largas, lo que permite que las pruebas del análisis econométrico tengan mayor potencia, por lo que el período considerado es entre 1983 y 2013. Esta muestra es denominada “SA8”, y la evolución de las variables de interés se presenta en el gráfico IV.2.

Los cuadros IV.1 y IV.2 muestran las estadísticas descriptivas de panel para las variables de ambas muestras. Como se deduce de los mismos, las series presentan gran variabilidad entre los países de las muestras, particularmente la de países latinoamericanos.

IV.1.4. Anexo: Estadísticas Descriptivas

Cuadro IV.1. Muestra América Latina, 1991-2013: Estadísticas Descriptivas

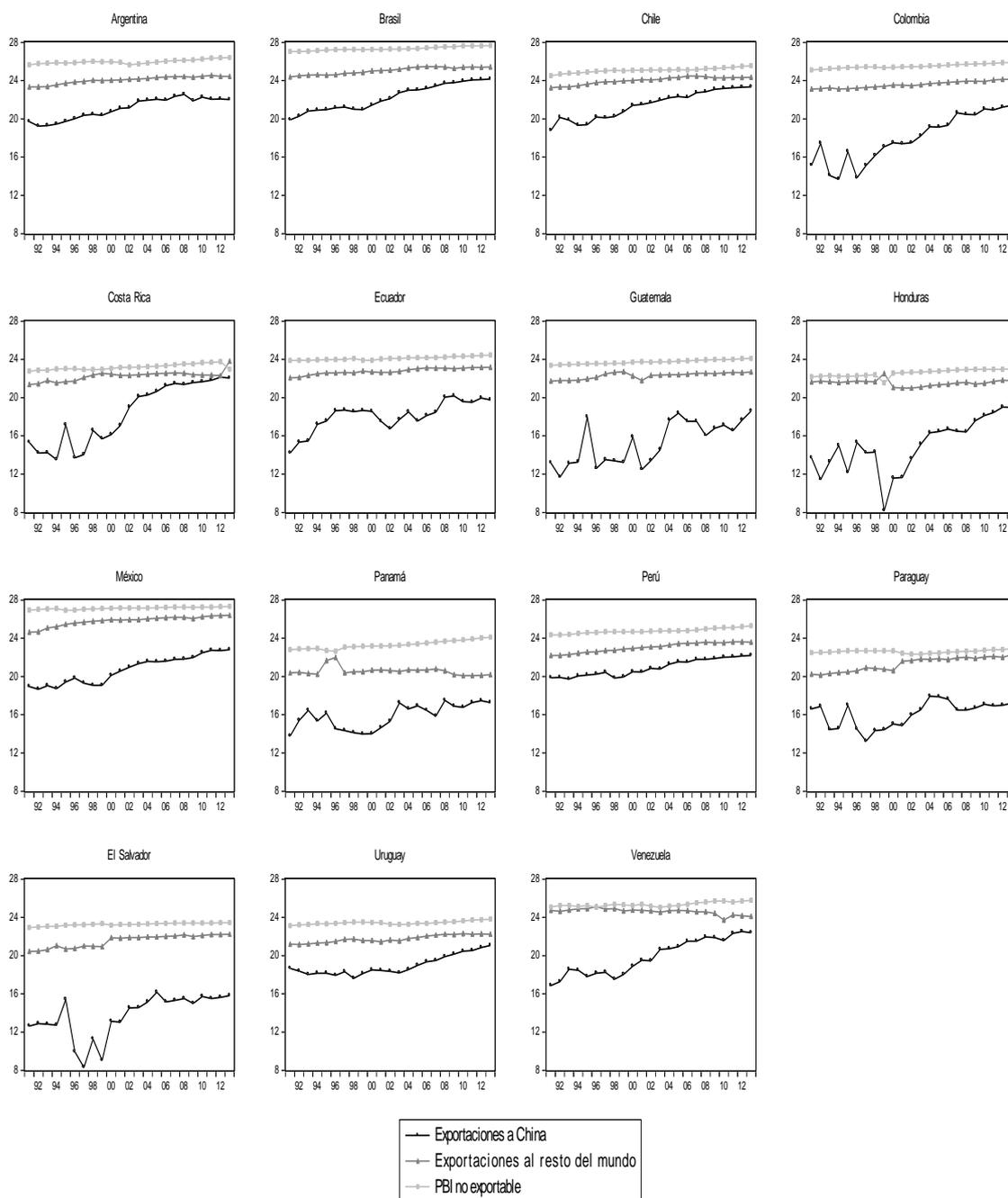
	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvío estándar	Nº de observaciones
<i>(variables en términos reales y millones)</i>						
N	137476	29346	1041149	2281	229657	345
NX	165385	36090	1138506	5757	272433	345
XCHN	1610	117	31452	0,004	4057	345
XRM	28653	6835	289296	524	49999	345
K	34633	7228	242857	1281	56477	345
<i>(variables en porcentaje)</i>						
XCHN_PART	5	2	12	0	4	15
XCHN_CREC	264	72	2038	17	526	15
XCHN_PRIM	71	77	99	37	20	15
<i>(índices)</i>						
XCHN_CONC	0.5	0.5	0.9	0.3	0.2	15
XCHN_PROD	1885	1914	2528	1181	338	15

Cuadro IV.2. Muestra América del Sur, 1983-2013: Estadísticas Descriptivas

	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvío estándar	Nº de observaciones
<i>(variables en términos reales y millones)</i>						
N	156039	78841	1041149	8037	221642	248
NX	179437	102026	1138835	9958	241969	248
XCHN	1986	387	31085	0,01	4603	248
XRM	24905	15690	113086	1174	25106	248
K	35733	17590	242857	1325	46686	248
<i>(variables en porcentaje)</i>						
XCHN_PART	16	18	27	3	9	8
XCHN_CREC	59	44	140	26	40	8
XCHN_PRIM	74	71	97	46	20	8
<i>(índices)</i>						
XCHN_CONC	0.5	0.5	0.9	0.4	0.2	8
XCHN_PROD	1917	1944	2329	1462	314	8

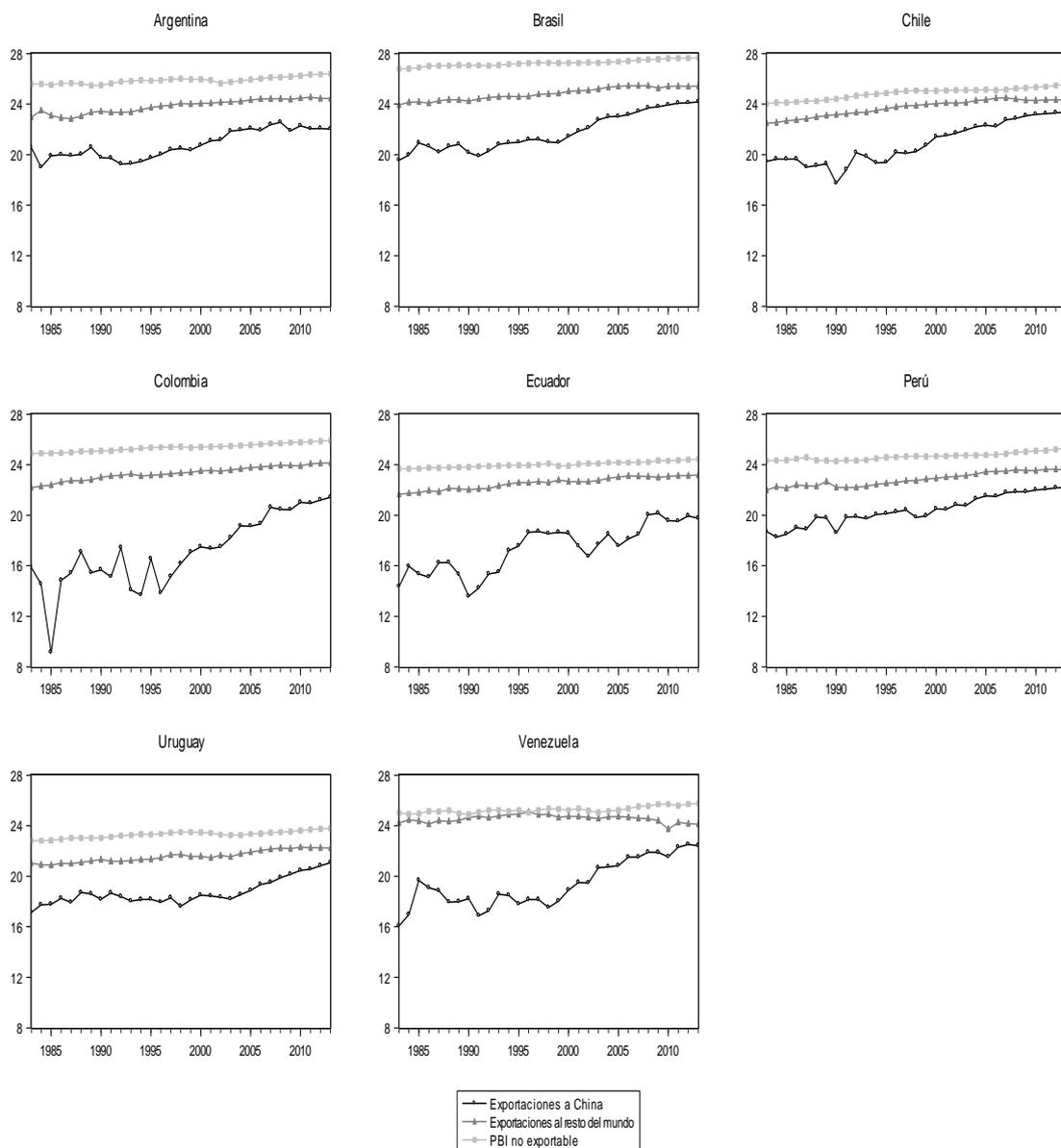
⁷⁷ Paraguay y Bolivia no se incluyen en esta submuestra debido a la falta de disponibilidad de datos para algunas series previamente a 1990. Por otro lado, no se considera una submuestra de países de América Central y México porque la disponibilidad de datos para los mismos es acotada, por lo que el número de países y períodos de tiempo para el panel (seis países desde 1991) sería muy reducido.

Gráfico IV.1. Muestra América Latina, 1991-2013
(variables en términos reales y logaritmos)



Fuente: elaboración propia en base a WDI, DOTS y COMTRADE.

Gráfico IV.2. Muestra América del Sur, 1983-2013
(variables en términos reales y logaritmos)



Fuente: elaboración propia en base a WDI, DOTS y COMTRADE.

IV.2. Resultados del Análisis Empírico

En esta sección se presentan los resultados del análisis empírico. En primer lugar, se verifica si las variables de interés son integradas de orden uno. En segundo lugar, dado que se establece que las variables son no estacionarias, se corrobora si las exportaciones a China y el producto de los países de América Latina mantienen una relación a largo plazo. Luego se analiza si existe una relación de causalidad a corto y largo plazo, y la dirección de la misma. Posteriormente, se estima la elasticidad a largo plazo del producto en relación a las exportaciones a China y al resto del mundo. Finalmente, se explora la posibilidad de que las exportaciones a China y el crecimiento de las economías de la región tengan una relación no lineal. Por un lado, se considera la existencia de un quiebre estructural en la relación. Por otro lado, dada la heterogeneidad en los efectos de las exportaciones a China sobre el crecimiento, se analiza qué variables pueden condicionar dicha relación.

IV.2.1. Raíz Unitaria

A continuación se describen los resultados de los distintos tests de raíz unitaria para las variables PBI no exportable, PBI exportable, exportaciones a China, exportaciones al resto del mundo y capital, exhibidos en los cuadros IV.4 a IV.23 del anexo. Se reseñan los resultados de los tests de Hadri (Z -stat), Breitung, LLC, IPS (Z t-bar) y los de estilo Fisher basados en las pruebas ADF y PP. A fin de testear la existencia de dependencia transversal se aplicó el test CD de Pesaran para cada variable. Como muestra el cuadro IV.3 del anexo, en todos los casos es posible rechazar la hipótesis nula de independencia, por lo que se justifica también la aplicación de las pruebas de segunda generación. Por lo tanto, se exponen los resultados de los test de Pesaran CIPS (Z -t bar) y los derivados de la extracción de factores comunes de acuerdo a Bai y Ng (2004).⁷⁸ A su vez, se analizan las variables tanto en niveles como en primera diferencia a fin de determinar si las series son estacionarias en primera diferencia, es decir, si son integradas de orden uno.

En términos generales es posible concluir que todas las series son no estacionarias en panel para ambas muestras, a excepción de las exportaciones al resto del mundo para la muestra LA15, que sólo resultan no estacionarias considerando la interdependencia entre los países bajo el test CIPS. No obstante, el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria de acuerdo a los tests heterogéneos no implica que las exportaciones al resto del mundo son estacionarias para todos los países bajo la hipótesis alternativa, sino que lo son al menos para una parte de

⁷⁸ En todos los casos, se detallan los resultados con diferentes especificaciones del VAR incluyendo sólo una constante, así como también una constante y una tendencia. Se presentan los resultados en base al número de rezagos sugeridos por los distintos criterios de información.

ellos. Además, ante la ausencia de independencia entre los cortes transversales los resultados de los tests de primera generación pueden estar sesgados hacia la hipótesis alternativa de estacionariedad. Es por tal motivo que los tests de segunda generación, en cambio, sugieren que las exportaciones al resto del mundo para LA15 son no estacionarias.

Si bien los resultados de las pruebas de primera generación son robustos a la inclusión de distintos números de rezagos en el VAR, no son tan robustos a la inclusión de una tendencia lineal. Sin embargo, varios autores que estudian la potencia de las pruebas de raíz unitaria en paneles, como Breitung (2000) y Choi (2001), advierten que al incluir una tendencia lineal el poder de las pruebas disminuye significativamente.

Mientras que los resultados de los tests de primera generación, tanto homogéneos como heterogéneos, muestran en general resultados más robustos, los resultados del test de segunda generación de Pesaran son más sensibles al número de rezagos incluidos en el VAR. No obstante, también sugerirían la existencia de raíz unitaria en la mayoría de los casos.

Al considerar los factores idiosincráticos y comunes por separados bajo el método PANIC de Bai y Ng (2004), la mayoría de las series serían no estacionarias en ambos factores. Sin embargo, en el caso de los factores idiosincráticos de las exportaciones a China para la submuestra SA8 los resultados son mixtos, mientras que los factores comunes presentarían raíz unitaria. De la misma manera, los factores idiosincráticos de las exportaciones al resto del mundo para la muestra LA15 resultan estacionarios mientras que los factores comunes tendrían raíz unitaria, lo que explicaría por qué la serie original resulta estacionaria al no considerar la dependencia transversal. Esto sugeriría que shocks globales impulsarían la evolución de las exportaciones de los países latinoamericanos, en lugar de condiciones propias de los países. Como se mencionó en el capítulo III, el aumento en el precio de las commodities a raíz del incremento de la demanda de los países emergentes como China, podría estar impulsando esta tendencia. Análogamente, mientras que sólo los componentes idiosincráticos del producto resultan no estacionarios para la muestra LA15, ambos componentes presentan raíz unitaria para la submuestra SA8.

Finalmente, todas las variables en primera diferencia son estacionarias según sugieren los resultados de todos los tests analizados. En breve, en términos generales los resultados encontrados permitirían concluir que las series son no estacionarias en panel, sino que son integradas de orden uno.

IV.2.2. Cointegración

Una vez confirmado que las series son $I(1)$, se estudia si existe una relación de cointegración entre las mismas. De acuerdo a la especificación del modelo empírico expuesto en la sección IV.1, se testea la existencia de cointegración entre las variables incluidas en el modelo

bivariado y multivariado, considerando dos especificaciones del producto: exportable y no exportable. A continuación, se presentan los resultados de los tests de cointegración de Kao, Pedroni y Westerlund, expuestos en los cuadros IV.24 a IV.31 del anexo.

La confirmación de la hipótesis de cointegración en el panel no es robusta ya que los resultados son sensibles a los tests empleados y a las distintas especificaciones de la relación de cointegración. En términos generales, el test de Kao permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración para todas las especificaciones, tanto para la muestra LA15 como SA8. No obstante, al considerar heterogeneidad en la relación de cointegración por medio de las pruebas de Pedroni, los resultados no son concluyentes. Tal como en el caso de las pruebas de raíz unitaria, los resultados son sensibles a la inclusión de una tendencia. Con respecto a la muestra LA15, más de la mitad de los estadísticos de Pedroni sugieren que existe una relación de cointegración para los modelos bivariados mientras que para los modelos multivariados la evidencia es mixta. En referencia a la submuestra SA8, la mayoría de los estadísticos de Pedroni, tanto para los modelos multivariados como bivariados, permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre las variables. De acuerdo a Pedroni (2004) y Wagner y Hlouskova (2009) los estadísticos ADF, particularmente los de grupo, son los que tienen más potencia en esta prueba, en especial en muestras chicas como éstas. En casi todos los casos, los mismos permiten concluir a favor de la cointegración entre las variables.

Por el contrario, el test de Westerlund, tanto al incorporar la dependencia transversal entre los países del panel como no, no permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración para ambas muestras y las distintas especificaciones del vector de cointegración. Esto puede deberse en parte a que los resultados de este test son sensibles a la especificación del número de rezagos en muestras pequeñas como en este caso (Westerlund, 2007).

Como muestran las pruebas de raíz unitaria, los comportamientos de los distintos componentes de las variables varían, por lo que también se evalúa la existencia de cointegración entre los factores idiosincráticos y comunes por separado. Por un lado, la evidencia a favor de cointegración entre los factores idiosincráticos de las variables es débil. Para la muestra LA15, los tests de Pedroni sugieren que no existiría cointegración entre los factores idiosincráticos de las variables cuando se considera el PBI no exportable, aunque se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en la mayoría de los casos cuando se toma el PBI exportable. Contrariamente, las pruebas de Pedroni no rechazan la hipótesis nula de no cointegración en la mayoría de los casos para la submuestra SA8.

Por otro lado, la evidencia sobre cointegración entre los factores comunes también es mixta. Con respecto a la muestra LA15, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en todos los casos a excepción de la relación bivariada entre PBI exportable y exportaciones a China. Esto permitiría concluir que la cointegración entre las variables se da por los factores comunes únicamente (cointegración transversal) para la muestra LA15. En referencia a la

submuestra SA8, sólo en el caso del modelo multivariado tomando el PBI exportable es posible rechazar la hipótesis de no cointegración entre los factores comunes. Hay que considerar, sin embargo, que las pruebas para los factores comunes tienen baja potencia debido al reducido tamaño de la muestra.

En conclusión, si bien parte de los resultados encontrados sugieren que las variables bajo análisis se mueven de manera conjunta, la evidencia de una relación a largo plazo entre el PBI, tanto exportable como no exportable, y las exportaciones a China no es robusta. Los resultados de las pruebas de cointegración son sensibles a las técnicas aplicadas, la especificación del vector de cointegración y las muestras consideradas. Por un lado, en ausencia de dependencia transversal la evidencia sugeriría que hay una relación estable entre las variables. No obstante, a medida que se incorporan en el análisis factores que pueden afectar la relación a largo plazo entre las variables, tales como heterogeneidad o dependencia transversal en el panel, la evidencia sobre cointegración es más débil. Sumado a la menor potencia de las pruebas en muestras pequeñas, la falta de consenso puede deberse, entre otros factores, a que la relación de cointegración puede no ser estable debido a la presencia de quiebres estructurales, aspecto que se aborda en el apartado IV.2.5.1.

IV.2.3. Causalidad a Corto y Largo Plazo

Los cuadros IV.32 a IV.43 del anexo muestran los resultados de las estimaciones de las ecuaciones (24) a (26), (29) a (31) y (36) a (38), para las distintas especificaciones del modelo y muestras.⁷⁹ En relación a las estimaciones por GMM, los tests de Sargan y Hansen sugieren que los instrumentos empleados son válidos. La validez de los instrumentos también se verifica mediante el test de Arellano y Bond ya que no hay evidencia de correlación serial de segundo orden entre los residuos en primera diferencia.

En el caso de que las variables no estén cointegradas, no hay evidencia de que haya una relación causal desde las exportaciones a China al PBI no exportable. Por el contrario, los resultados muestran que hay una relación causal inversa, es decir, desde el producto hacia las exportaciones a China. Para la muestra LA15, dicha relación causal es negativa, tanto considerando el producto no exportable como exportable. Por su parte, para la submuestra SA8 la relación es negativa sólo al tomar el PBI incluyendo las exportaciones al resto del mundo pero es positiva al considerar el PBI no exportable.

No obstante, la hipótesis nula de no causalidad homogénea desde el PBI a las exportaciones a China bajo el estadístico Z_{NT}^{HNC} no se rechaza en todos los casos. Mientras que

⁷⁹ Dado que el objetivo es analizar la relación entre exportaciones y PBI, no se reportan los resultados de las estimaciones donde el capital es la variable dependiente (ecuaciones 27, 32 y 39). Se reportan las dinámicas que resultan significativas únicamente.

hay evidencia de causalidad heterogénea desde el producto no exportable hacia las exportaciones a China para la muestra LA15, el producto exportable no parece tener una relación causal heterogénea con las exportaciones a China. Contrariamente, en el caso de la submuestra SA8, la evidencia más robusta es a favor de la relación causal desde el PBI exportable hacia las exportaciones a China.

Finalmente, mientras que la muestra LA15 presenta evidencia parcial de que las exportaciones a China tienen una relación causal positiva con las exportaciones al resto del mundo, los resultados para la submuestra SA8 sugieren la ausencia de causalidad.

Bajo el supuesto de que las variables están cointegradas, en la mayoría de los casos los términos de corrección de error resultan significativos y negativos como es esperable, lo que confirma la existencia de una relación a largo plazo entre las variables. Por un lado, hay evidencia de causalidad bidireccional de panel a largo plazo entre las exportaciones a China y el producto no exportable para ambas muestras. Contrariamente, la causalidad bidireccional a largo plazo con el producto exportable se verifica sólo para el modelo bivariado. Para el modelo multivariado, hay causalidad inversa a largo plazo. Es decir, la evidencia sobre una relación causal a largo plazo desde las exportaciones a China hacia el producto exportable no es robusta.

Analizando la causalidad a largo plazo mediante las pruebas propuestas por Canning y Pedroni (2008), hay algunos resultados contradictorios. Por un lado, si bien no puede rechazarse la hipótesis de que no existe causalidad a largo plazo en promedio desde las exportaciones a China hacia el producto, se rechaza la hipótesis de que no existe causalidad a largo plazo para absolutamente todos los miembros del panel. En otras palabras, las pruebas de hipótesis basadas en los estadísticos $\overline{t_{\gamma_1}}$ y P_{γ} permiten concluir que hay un efecto de causalidad a largo plazo entre exportaciones a China y PBI, pero que el mismo no es homogéneo para todos los países del panel, siendo positivo para unos y negativo para otros.

Por otro lado, hay evidencia de causalidad a largo plazo desde el producto hacia las exportaciones a China en promedio para el panel, a excepción de la muestra LA15 tomando el PBI no exportable como variable de interés, en donde sólo se verifica que la causalidad no es nula para todos los miembros.

Finalmente, los resultados muestran que se verifica la hipótesis de causalidad a largo plazo desde las exportaciones a China hacia las exportaciones al resto del mundo. Si bien la causalidad en promedio para el panel no se verifica, es posible concluir que no es nula para todos los países.

En relación a la causalidad a corto plazo, los resultados muestran que hay causalidad negativa de panel bidireccional para ambas muestras aunque la evidencia para el modelo multivariado tomando el PBI no exportable entre las variables de interés es mixta, ya que depende del método de estimación. La existencia de causalidad a corto plazo se condice con

la evidencia de comovimientos entre el crecimiento de China y de los países de América Latina, como se comentó anteriormente. Sin embargo, los trabajos en este área encuentran una correlación positiva entre los productos de ambas regiones, canalizada por los mayores flujos comerciales. Por su parte, los resultados basados en el estadístico Z_{NT}^{HNC} indican en general que no se puede rechazar la hipótesis de no causalidad homogénea a corto plazo desde el producto hacia las exportaciones a China. Los resultados con respecto a la causalidad a corto plazo desde las exportaciones a China hacia el producto son ambiguos.

Por otro lado, la causalidad a corto plazo desde las exportaciones a China hacia las exportaciones al resto del mundo sólo se verifica para la submuestra SA8. Por último, en términos generales hay evidencia de causalidad bidireccional fuerte de panel entre exportaciones a China y crecimiento.

En síntesis, los resultados son sensibles a la metodología empleada, los supuestos sobre las propiedades temporales de las series y las muestras.⁸⁰ En términos generales, las estimaciones mediante las técnicas de paneles heterogéneos dinámicos no estacionarios de Pesaran ofrecen resultados más robustos, lo que puede deberse a que el estimador de Pesaran es más flexible que el de GMM ante heterogeneidad en el panel, y tiene menores distorsiones en muestras chicas.⁸¹

En primer lugar, bajo el supuesto de que las series no están cointegradas, no hay evidencia robusta sobre la existencia de una relación causal desde las exportaciones a China hacia el producto. Por el contrario, los resultados sugieren que hay una relación de causalidad de panel inversa, aunque las pruebas incorporando la heterogeneidad en las relaciones causales de los países son sensibles a la especificación y muestra. Mientras que el crecimiento en el producto no exportable lleva a mayores exportaciones a China para la muestra de países latinoamericanos, lo que podría deberse al proceso de autoselección exportadora descrito en el capítulo II, lo contrario sucede en los países de América del Sur. En este último caso, un argumento contrario indicaría que a mayor ingreso los países pueden invertir en I&D e incrementar la calidad de sus exportaciones con el objetivo de alcanzar mercados en países más desarrollados, en detrimento de países menos desarrollados, como el caso de China. El hecho de que los países de América del Sur tengan un grado de desarrollo mayor al de los de América Central apoyaría este postulado.

⁸⁰ La falta de robustez en los resultados también puede deberse a la omisión de dependencia transversal en el análisis de causalidad, aunque las pruebas realizadas fallan en confirmar la cointegración en presencia de dependencia transversal, por lo que sería esperable que aun incorporándola los resultados sugieran la no causalidad. Asimismo, la inclusión de no linealidades en el MCE podría derivar en resultados más robustos. Estos aspectos quedan pendientes para futuras investigaciones.

⁸¹ Además, el estimador de GMM está diseñado para casos donde T es pequeño y N grande en términos relativos, contrario a esta muestra.

La falta de verificación empírica de la hipótesis de crecimiento liderado por exportaciones a China puede deberse parcialmente a que hay evidencia, aunque no robusta, en favor de la cointegración entre las variables, y consecuentemente omitir el término de corrección de error y no aislar las dinámicas de corto y largo plazo derivaría en resultados sesgados. Así, los resultados basados en el supuesto de que las series están cointegradas mediante el uso de un MCE sugieren que hay una relación causal de panel a largo plazo bidireccional entre exportaciones a China y producto no exportable. Es decir, mayores exportaciones a China causan un incremento del producto no exportable en el largo plazo, y viceversa. En la mayoría de los casos, se concluye que la causalidad no es nula para absolutamente todos los países, aunque en promedio puede serlo.

Sin embargo, en ambas muestras no se verifica la existencia de causalidad a largo plazo desde las exportaciones a China hacia el producto exportable para el modelo multivariado, aunque sí se evidencia para el modelo bivariado. Una posible explicación, dada la causalidad a largo plazo desde las exportaciones a China hacia el resto de las exportaciones y el producto no exportable, es que las exportaciones a China tendrían un efecto negativo sobre las exportaciones al resto del mundo, como sugiere la literatura presentada anteriormente. Por lo tanto, el efecto sobre el producto no exportable se compensaría con el efecto negativo sobre las exportaciones, derivando en una causalidad nula a largo plazo sobre el producto exportable. Además, dado que hay evidencia de causalidad en el modelo bivariado, es decir en la especificación sin incluir variables de control, el efecto de las exportaciones a China sobre el producto exportable podría canalizarse por medio de las variables de control incluidas en el modelo multivariado, como por ejemplo el capital.

Por otro lado, en términos generales los resultados sugieren que hay una relación causal de panel negativa a corto plazo desde las exportaciones a China hacia el producto, aunque cercana a cero. En el corto plazo, podría esperarse un efecto positivo derivado de las mayores exportaciones debido a la expansión de la industria exportadora y el consecuente mejor aprovechamiento de recursos. No obstante, en el corto plazo también hay costos de ajuste asociados a la expansión de las exportaciones, tales como desplazamiento de trabajo y reacomodamiento de recursos, costos de aprendizaje, etc., que pueden generar un impacto negativo durante la transición hacia el nuevo equilibrio.

Adicionalmente, en los casos donde se verifica la causalidad a corto plazo desde el producto hacia las exportaciones a China la relación es negativa. Esto indicaría que a medida que crece el nivel de ingreso de los países latinoamericanos el aumento de la demanda interna deriva en un menor saldo exportador, contrayendo las exportaciones.

Finalmente, la diferencia entre los resultados de las pruebas de hipótesis de panel y los basados en las pruebas individuales sugeriría que el panel podría ser heterogéneo. Por lo tanto, la existencia de causalidad a corto y largo plazo, así como la dirección de la misma, no serían

homogéneas para todos los países de América Latina. Es decir, algunos países pueden presentar una relación causal entre las variables de interés y otros no, al mismo tiempo que para algunas economías la relación puede ser positiva y para otras negativa. Esto depende no sólo de si los países son de América del Sur o del resto de América Latina, sino también de la composición sectorial de las exportaciones, ya que como se mencionó anteriormente, las consecuencias sobre el crecimiento podrían ser distintas. Este aspecto se evalúa en la sección IV.2.5.2.

En conclusión, los resultados sugieren que bajo el supuesto de que las exportaciones a China y el producto no exportable se mueven conjuntamente a largo plazo, hay una relación causal bidireccional de panel entre ambas series. Las exportaciones a China también tienen una relación causal de panel a largo plazo con las exportaciones al resto del mundo. En el corto plazo, variaciones en las exportaciones a China causan una disminución del producto de los países de América Latina.

IV.2.4. Elasticidad a Largo Plazo

A continuación, se presentan los resultados de las estimaciones de la elasticidad a largo plazo del producto no exportable y exportable en relación a las exportaciones a China, de acuerdo a las ecuaciones (7), (8), (17) y (18). En los cuadros IV.44 a IV. 47 del anexo, se reseñan los resultados obtenidos por los métodos DOLS, FMOLS y CCEMG para las series originales y las series transformadas a fin de controlar por dependencia transversal.⁸²

Por un lado, los resultados por DOLS y FMOLS sin considerar la dependencia transversal para la muestra de países de América Latina indican que las exportaciones a China tienen un efecto positivo y significativo sobre el producto no exportable. Contrariamente a lo que podría esperarse, exportar más a China no resulta negativo para el crecimiento de la región. Por el contrario, la elasticidad resulta no significativa para la submuestra de países de América del Sur. Esto puede deberse a que las exportaciones a China en la primera parte del período considerado en esta submuestra (1983-2013) eran acotadas, ya que como se mencionó anteriormente, comienzan a crecer notablemente desde principios de siglo. Al mismo tiempo, las exportaciones al resto del mundo resultan significativas en la submuestra SA8 pero no en LA15. Más aun, sólo se rechaza la hipótesis de que la elasticidad del producto no exportable en relación a las exportaciones a China y al resto del mundo es homogénea para los países de América del Sur. En otras palabras, el destino de las exportaciones no es irrelevante para el

⁸² Para las series transformadas, se realizaron los tests de raíz unitaria y cointegración para las distintas especificaciones del modelo. Tal como sucede con las variables originales, la evidencia sobre estacionariedad y cointegración no es completamente robusta.

explicar el crecimiento en los países de América del Sur, aunque sí lo es para la muestra de países latinoamericanos en conjunto.

Al considerar el efecto de las exportaciones a China en el producto exportable, el mismo es positivo y significativo para ambas muestras, aunque sigue siendo muy pequeño ya que un incremento de 1% en las exportaciones a China conlleva a un incremento de 0,06% del producto en el largo plazo. Este resultado también resulta contrario a lo que podría esperarse, ya que las exportaciones a China podrían inducir una mayor primarización de la canasta exportadora y derivar en un impacto negativo sobre el crecimiento. Además, los resultados de los tests de causalidad heterogéneos sugieren que en promedio no hay causalidad de panel a largo plazo entre exportaciones a China y producto en los países de América Latina, lo que se condice con las elasticidades cercanas a cero para el panel.

Las estimaciones de los modelos bivariados sugieren que en todas las especificaciones y muestras el efecto de las exportaciones a China sobre el crecimiento es positivo y significativo, con una elasticidad de entre 0,12 y 0,19. En otras palabras, un incremento de 1% en las exportaciones a China llevaría a un aumento del producto de entre 0,1% y 0,2%. El hecho de que en el modelo bivariado la elasticidad sea mayor captura el potencial efecto que las exportaciones a China podrían tener a través de otros canales, como las exportaciones al resto del mundo o la inversión, u otras variables omitidas.

Por otro lado, al incorporar la dependencia transversal entre los países los resultados son mixtos. En general, las estimaciones por CCEGM arrojan elasticidades menores y no significativas en comparación a los resultados por DOLS y FMOLS. Acorde a lo que sugiere la literatura, esto indicaría que se está sobreestimando el efecto de las exportaciones a China sobre el crecimiento al omitir la interacción entre los países en presencia de shocks comunes. Además, el hecho de que las estimaciones por CCEGM indiquen que las exportaciones a China no son significativas para explicar el crecimiento coincide con los resultados del test de cointegración de Westerlund, que falla en confirmar la existencia de una relación estable a largo plazo al incorporar la dependencia transversal. No obstante, el estimador por CCEGM no tiene tan buen desempeño en muestras chicas como ésta, y asume que las variables son exógenas, cuando los resultados de la sección anterior muestran que hay una relación causal bidireccional. Por lo tanto, estos resultados podrían estar sesgados.

Contrariamente al caso de independencia transversal, al testear la homogeneidad en los efectos de las exportaciones a China y al resto del mundo en presencia de interdependencia, sólo es posible rechazar esta hipótesis en la muestra de países latinoamericanos. Esto sugeriría que el efecto diferencial de las exportaciones a China en la submuestra SA8 puede deberse a factores comunes que afectan a todos los países de la región, tales como el aumento del precio de los materias primas que los mismos exportan.

A fin de corroborar estos resultados, se realizaron las regresiones por DOLS y FMOLS tomando las series netas del promedio transversal por un lado, y considerando los factores idiosincráticos únicamente, por el otro. En general, las exportaciones a China siguen sin tener poder explicativo sobre el crecimiento, distinguiéndose dos excepciones. Primero, al considerar las series netas de los promedios transversales y el impacto sobre el producto exportable en el modelo multivariado de la muestra LA15, se deriva una elasticidad negativa y significativa, contrariamente al caso anterior. En segundo lugar, los resultados para la submuestra SA8 también presentan algunas contradicciones. Las estimaciones empleando los factores idiosincráticos de las series sugieren que la elasticidad del producto no exportable en relación a las exportaciones a China es mayor a 0,2 y significativa, mientras que el efecto sobre el producto exportable es también significativo pero negativo (-0,1). El efecto negativo sobre el producto exportable apoyaría la hipótesis de que las exportaciones a China inducen a una mayor primarización del patrón exportador de los países.

Cabe destacar que al emplear solamente los factores idiosincráticos de las variables no se están considerando los efectos totales. Además, las regresiones pueden estar sesgadas dado que al emplear las series netas de los promedios transversales se asume que existe un sólo factor común y que la respuesta al mismo de todos los países es homogénea, lo cual puede no ocurrir en una muestra de economías heterogéneas como ésta.

A partir de estos resultados, es posible arribar a las siguientes conclusiones. Por un lado, tal como sugiere la literatura sobre el testeo empírico de la hipótesis de ELG, los resultados son sensibles a las metodologías, muestras y modelos empleados. Por otro lado, si no se incorpora la dependencia transversal, la elasticidad a largo plazo del producto no exportable con respecto a las exportaciones a China es positiva y significativa para la muestra total de países de América Latina desde 1991. Esto indicaría que las ganancias derivadas del aprovechamiento de economías de escala y especialización por las mayores exportaciones a China compensarían las potenciales pérdidas de productividad asociadas a la alta concentración en sectores primarios y escasa transferencia de tecnología.

Por su parte, la falta de poder explicativo en la submuestra de países de América del Sur desde 1983 podría estar relacionada a que en la primer parte del período considerado las exportaciones eran reducidas. A fin de explorar si la relación no ha sido estable a lo largo de todo el período, la próxima sección incorpora un quiebre estructural en la misma.

Otro de los resultados relevantes es que las exportaciones a China y al resto del mundo tienen un efecto diferencial sobre el crecimiento para los países de América del Sur. No obstante, este resultado se invierte al incorporar la dependencia transversal. Esto podría explicarse por la presencia de shocks comunes que afectan a todos los países de la región, tales como el aumento de los precios internacionales de las commodities que se exportan, o el aumento de la demanda de los países emergentes, como China e India.

A su vez, la elasticidad del producto exportable con respecto a las exportaciones a China es positiva y significativa para ambas muestras, y mayor que la elasticidad del producto no exportable. Esto sugeriría que las exportaciones a China impactarían positivamente sobre el crecimiento por medio del resto de las exportaciones, contrariamente a lo que podría esperarse. De acuerdo a la hipótesis de ELG, las exportaciones a China podrían generar derrames positivos en el sector exportable en general, independientemente del destino. El aprovechamiento de economías de escala así como el descubrimiento de nuevos mercados, entre otros factores, podría aumentar la productividad asociada a la canasta exportadora. Sin embargo, al controlar por dependencia transversal este resultado se revierte. En otras palabras, una vez controlados los shocks externos comunes, exportar más a China implicaría un detrimento para el producto exportable de la región. Esto brindaría evidencia a favor de la hipótesis de que las exportaciones a China impactan negativamente en el crecimiento a largo plazo porque llevan a una primarización del patrón exportador en América Latina, desviando recursos de sectores más eficientes.

En términos generales, las elasticidades del producto con respecto a las exportaciones a China que resultan significativas son mayores para los países de América del Sur en comparación a la muestra completa.⁸³ Esto podría estar relacionado a la diferencia en las relaciones comerciales entre los países de América del Sur y China, y el resto de los países de América Latina. Como se describió anteriormente, las exportaciones a China desde los países de América del Sur son mayores, al mismo tiempo que China como destino de exportación es más importante para los mismos.

La literatura sobre dependencia transversal sugiere que omitir dicha interrelación podría sobreestimar la magnitud de la elasticidad. De hecho, al incorporar la dependencia transversal las estimaciones mediante el método CCEMG y las variables transformadas presentan coeficientes menores y muy cercanos a cero, siendo la mayoría de ellos no significativos. Al controlar por factores comunes que impactan en todos los países de la muestra, como por ejemplo el aumento de la demanda de los países emergentes y del precio de las commodities, el efecto de las exportaciones a China se diluye.

En síntesis, las exportaciones a China no serían significativas para el crecimiento de los países de América Latina más allá del impacto común a todo el panel derivado de la mejora en los términos de intercambio, sin repercutir en ganancias de productividad. Este resultado concuerda con muchos de los estudios que analizan el impacto del comercio con China en el crecimiento de otros países en desarrollo y encuentran que las exportaciones a China no son significativas para el crecimiento, como se describió en el capítulo III.

⁸³ Mientras que para la muestra LA15, para todos los modelos y especificaciones, la elasticidad está en el rango de 0,02 y 0,14, para la muestra SA8 el rango es de entre 0,06 y 0,19.

IV.2.5. Análisis no Lineal

A continuación, se presentan los resultados del análisis incorporando la existencia de un quiebre estructural en la relación a largo plazo entre las exportaciones a China y el producto de los países de América Latina, y los potenciales condicionantes de dicha relación.

IV.2.5.1. Quiebre Estructural

En primer lugar, se presentan los resultados del test de cointegración con quiebre estructural de Westerlund y Edgerton detallados en los cuadros IV.48 y IV.49 del anexo. En relación a la determinación del punto de quiebre, como muestra el cuadro IV.50, para la mayoría de los países de la región el quiebre en la relación entre exportaciones a China y producto no exportable se ubica entre los años 1998 y 2002. Esto está acorde a la evidencia presentada en el capítulo III indicando que podría haber un quiebre a partir de que la relación comercial con China comenzó a evolucionar de manera más dinámica en el año 2000. Por otro lado, el quiebre entre exportaciones a China y producto exportable para varios de los países de América Latina se presenta alrededor de la crisis financiera de 2008. Esta diferencia podría deberse al período más acotado considerado en el último caso.

Los resultados de las pruebas de Westerlund y Edgerton son sensibles al número de factores comunes incluidos en la relación de cointegración, así como a la presencia de un quiebre estructural de nivel o de régimen. En términos generales, no es factible rechazar la hipótesis nula de no cointegración en presencia de un quiebre estructural para ambas muestras, aunque hay algunas excepciones. Primero, con un máximo de tres factores comunes hay evidencia de cointegración con quiebre estructural entre el producto, tanto exportable como no exportable, y las exportaciones a China para la muestra total de países latinoamericanos. Por su parte, la submuestra SA8 presenta evidencia parcial de cointegración entre el producto no exportable y las exportaciones a China con un quiebre de nivel, tanto en ausencia como en presencia de factores comunes.

En segundo lugar, se estimó la elasticidad a largo plazo en presencia de un quiebre de nivel en el modelo bivariado en base a las ecuaciones (19) y (20) mediante los métodos DOLS, FMOLS y CCEGM, como se muestra en los cuadros IV.51 y IV.52 del anexo. Bajo el supuesto de independencia transversal, la variable “dummy” representando el momento del quiebre no resulta significativa para explicar la evolución del producto no exportable. No obstante, resulta significativa y con un coeficiente positivo al considerar el producto exportable en la muestra LA15, aunque se mantiene no significativa para la submuestra SA8. Estos resultados están acordes a la falta de confirmación de cointegración con quiebre estructural derivada del test anterior.

Por su parte, la elasticidad, tanto del producto exportable como no exportable con respecto a las exportaciones a China, resulta positiva y significativa para ambas muestras. Más aun, dicha elasticidad se encuentra en un rango de entre 0,12 y 0,16, valores similares a los derivados de la estimación del modelo bivariado sin quiebre estructural, presentados anteriormente. Esto indicaría que en presencia de un quiebre de nivel en la relación a largo plazo entre exportaciones a China y producto, el efecto de las primeras sobre el segundo se mantiene.⁸⁴

Al incorporar la dependencia transversal, tal como pasó en las estimaciones del modelo lineal, las exportaciones a China resultan no significativas para explicar el crecimiento de América Latina. En consecuencia, al controlar por shocks comunes a toda la región, no hay evidencia de un quiebre estructural en la relación a largo plazo entre exportaciones a China y crecimiento.

A fin de confirmar si hay un efecto diferencial antes y después del boom de las exportaciones a China a principio de siglo, se dividió cada muestra en dos subperíodos: antes y después del año 2000. Se estimó la elasticidad a largo plazo para cada subperíodo por separado mediante los métodos FMOLS y CCEMG, como se reseña en los cuadros IV.53 y IV.54 del anexo.⁸⁵ Bajo el supuesto de independencia transversal, en términos generales los resultados muestran que hasta antes del año 2000 el producto, tanto exportable como no exportable, no resulta sensible a cambios en las exportaciones a China (el coeficiente es no significativo o casi cero). Por el contrario, a partir del año 2000 la elasticidad del producto con respecto a las exportaciones a China es significativa y positiva en todas las especificaciones y muestras. Particularmente en el caso de los países de América del Sur, el efecto es mayor a partir de 2000 en comparación a la muestra completa. Este resultado concuerda con el de Bandara (2012) citado en el capítulo III, quien encuentra un efecto creciente de las exportaciones a China en el crecimiento en los países de África en los últimos años.

Además, mientras que hasta antes de 2000 las exportaciones al resto del mundo tienen un coeficiente positivo y significativo, a partir de dicho momento el efecto sobre el producto no exportable se torna negativo. En otras palabras, a partir de que el efecto de las exportaciones a China sobre el producto no exportable se vuelve significativo, las exportaciones al resto del mundo impactan negativamente sobre el crecimiento.

Por último, al incorporar la dependencia transversal al modelo la mayoría de los resultados muestran que la elasticidad del producto con respecto a las exportaciones a China no es significativa en ningún período. Sin embargo, las conclusiones sobre el efecto negativo

⁸⁴ Queda pendiente para futuras investigaciones la estimación de la elasticidad a largo plazo del producto en relación a las exportaciones a China en presencia de un quiebre de régimen.

⁸⁵ Dado que los resultados por DOLS y FMOLS arrojan resultados similares, se reportan los últimos únicamente.

de las exportaciones al resto del mundo sobre el producto a partir del año 2000 se mantienen. Adicionalmente, tanto considerando como no la dependencia transversal, en todos los casos es posible confirmar la hipótesis de que las exportaciones a China y al resto del mundo tienen un efecto diferencial sobre el crecimiento a partir del año 2000.

Si bien hay que ser cauteloso con la interpretación de estos resultados dado el reducido número de períodos en cada submuestra, habría evidencia de que a partir del año 2000 la elasticidad del producto exportable y no exportable con respecto a las exportaciones a China es mayor. Sin embargo, esto responde en gran medida a factores comunes que impactan en todos los países de la región, como se mencionó anteriormente. Aun controlando por estos factores, el producto de los países latinoamericanos responde de manera diferencial al destino de exportación a partir del año 2000.

En breve, los resultados de esta sección no sugieren evidencia robusta a favor de un quiebre estructural en la relación a largo plazo entre exportaciones de América Latina a China y crecimiento en los países de la región, una vez que se controla por shocks externos comunes. Sin embargo, a partir del año 2000 habría alguna evidencia de que la relación entre exportaciones a China y crecimiento en América Latina podría ser más intensa, a pesar del reducido tamaño de la submuestra.

IV.2.5.2. Condicionantes de la Elasticidad a Largo Plazo

Como muestran los gráficos IV.3 y IV.4 del anexo, las elasticidades producto no exportable-exportaciones a China entre los países de la muestra presentan heterogeneidad, mayormente en la muestra LA15 ya que contiene un grupo de países más heterogéneos. En términos generales, la elasticidad del producto no exportable para cada país varía entre -0,06 y 0,10 en el modelo multivariado, y entre 0 y 0,33 en el bivariado.⁸⁶ Como se deriva también de los resultados de las pruebas de causalidad, es posible inferir que para algunos países el efecto de las exportaciones a China sobre el crecimiento es positivo mientras que para otros es negativo, al mismo tiempo que para algunos países la relación es significativa mientras que para otros no. La dispersión en los resultados se acentúa a partir del año 2000, lo que sugiere que el efecto de las exportaciones a China sobre el crecimiento difiere a partir de que la relación bilateral empieza a evolucionar más dinámicamente.

Tal como se expuso en el capítulo III, no necesariamente todos los países de América Latina experimentan los mismos efectos sobre el crecimiento como consecuencia de las mayores exportaciones a China, sino que por el contrario, dicho impacto podría estar condicionado por el patrón exportador. En este sentido, los gráficos IV.3 y IV.4 también

⁸⁶ Los resultados citados son obtenidos mediante FMOLS.

muestran la correlación entre la heterogeneidad de las elasticidades y las diferentes características de la canasta exportadora a China, tanto para el período completo de las muestras, como para el subperíodo a partir del año 2000. Una de las principales conclusiones que surgen del análisis de los gráficos de dispersión, al menos en términos cualitativos, es que la variabilidad tanto del impacto de las exportaciones a China como de las características de las mismas es mayor desde principio de siglo. De hecho, en términos generales parecería que la elasticidad producto no exportable-exportaciones a China es bastante inelástica a las condiciones de las exportaciones para el período completo, especialmente para la muestra de países de América del Sur que abarca desde la década del ochenta donde el comercio era escaso. Sin embargo, a partir del año 2000 esta tendencia cambia notablemente. Más aun, los gráficos indicarían que para los países de América del Sur la correlación entre la elasticidad del producto y las características de las exportaciones es distinta en relación a la muestra completa.

A fin de estudiar cuantitativamente si la heterogeneidad en los resultados se debe a las características de la canasta exportadora a China se estimaron las ecuaciones (43) y (44), cuyos resultados se exhiben los cuadros IV.55 y IV.56 del anexo.⁸⁷ En primer lugar, ninguna de las variables consideradas resulta significativa como condicionante de la relación entre el producto no exportable y las exportaciones a China para el período completo de las muestras. No obstante, a partir de 2000 la situación es diferente. Por un lado, para la muestra total de países latinoamericanos la tasa de crecimiento de las exportaciones a China incide positivamente en el efecto sobre el producto no exportable mientras que la participación de las exportaciones primarias en la canasta exportadora a China incide negativamente, como sugiere la teoría analizada. En referencia a la submuestra de países de América del Sur, el índice de concentración tiene una correlación estadísticamente significativa y positiva con la elasticidad. Este resultado es contrario a lo que podría esperarse de acuerdo a la evidencia teórica y empírica presentada anteriormente, pero concuerda con algunos de los resultados de los trabajos que estudian el impacto de China en el crecimiento de otros países no desarrollados, como por ejemplo Balamoune-Lutz (2011). Este autor también encuentra que la concentración de las exportaciones a China tiene un efecto positivo sobre el crecimiento de los países africanos. Esto podría estar relacionado al desarrollo de economías de escala y ganancias derivadas de la especialización en los sectores exportables.

⁸⁷ También se estimó la ecuación (42) asumiendo un modelo bivariado (incluyendo un sólo condicionante como variable explicativa) y los resultados no presentan diferencias sustanciales, por lo que no se reportan. Si bien se presentan los resultados en relación a las elasticidades derivadas de los modelos multivariados, también se realizaron las estimaciones en función de las elasticidades derivadas de los modelos bivariados y las mismas no presentan diferencias sustantivas, por lo que sólo se reportan los primeros. Adicionalmente, se realizaron las estimaciones considerando las variables en términos relativos a las exportaciones al resto del mundo, como se explicó anteriormente, pero no resultan significativas en la mayoría de las especificaciones para las distintas muestras y subperíodos.

Por último, se estudió si las características de las exportaciones a China inciden sobre la elasticidad del producto exportable. Por un lado, para la muestra LA15 hay evidencia de que el crecimiento de las exportaciones a China influye negativamente en la elasticidad del producto exportable, aunque no hay un efecto diferencial sujeto al período considerado. Esto indicaría que la interacción entre mayor crecimiento de las exportaciones a China y mayor flujo de exportaciones a China conllevan a un menor producto exportable, lo que podría darse por un detrimento de las exportaciones al resto del mundo. Como se discutió en el capítulo III, las exportaciones a China podrían estar desplazando exportaciones a otros destinos, lo que también se refleja en la mayor participación de las mismas. Tal como se evidenció para el caso del producto no exportable, la concentración de las exportaciones a China impacta positivamente en la elasticidad, independientemente del período considerado. La concentración de las exportaciones es también el único de los condicionantes que resulta significativo para la submuestra SA8 a partir de 2000, como se encontró en el caso anterior.

Uno de los resultados que se repite en las estimaciones de las distintas especificaciones del modelo es que la productividad implícita de las exportaciones a China no resulta significativa. Esto podría deberse a que por construcción, el indicador no refleja completamente las características de la composición de las exportaciones. Como se describió en el capítulo III, este indicador sugiere que el grado de productividad implícita de las exportaciones a China ha ido creciendo e incluso es superior al del resto de las exportaciones para los países de América Latina. Este resultado paradójico podría explicar por qué no resulta significativo en las regresiones.

Finalmente, los resultados del análisis llevado a cabo no permiten arribar a conclusiones robustas acerca de la significatividad de los condicionantes dado el reducido tamaño de la muestra. Además, en algunas especificaciones los valores de R^2 son pequeños, lo que sugeriría que el modelo no tiene suficiente poder explicativo, y que podría haber otros condicionantes que expliquen la variabilidad en los efectos de las exportaciones a China sobre el crecimiento, más allá de las características de las mismas.

Dicho esto, una de las principales conclusiones de este apartado es que las características de las exportaciones a China no condicionan el efecto que las mismas pueden tener sobre el producto no exportable, aunque hay evidencia de que esta tendencia podría estar cambiando en los últimos años. Otra de las principales conclusiones es que contrariamente a lo que podría esperarse, la mayor concentración de las exportaciones a China tiene un efecto positivo sobre la elasticidad, tanto del producto no exportable como exportable. Por último, si bien los resultados son mixtos, habría evidencia de que el crecimiento de las exportaciones a China potencia el efecto sobre el producto no exportable pero representa un detrimento para el producto exportable, lo que provee soporte adicional a la hipótesis de que las exportaciones a China impactan negativamente en las exportaciones al resto del mundo.

IV.2.6. Anexo: Cuadros de Resultados

Cuadro IV.3. Test de dependencia transversal CD de Pesaran

VARIABLES	LA15	SA8
PBI no exportable	38,78* (0,00)	26,91* (0,00)
PBI neto de las exportaciones a China	46,69* (0,00)	28,03* (0,00)
Exportaciones a China	37,41* (0,00)	24,36* (0,00)
Exportaciones al resto del mundo	21,77* (0,00)	20,41* (0,00)
Capital	37,07* (0,00)	25,07* (0,00)

*P-value en (). *: rechaza hipótesis nula de independencia a un nivel de significancia de 0,01%.*

IV.2.6.1. Pruebas de Raíz Unitaria

Cuadro IV.4. PBI no exportable: LA15

Rezagos	Con constante						Con constante y tendencia						
	Hadri	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS	Hadri	Breitung	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS
<i>en niveles</i>													
	11,76 (0,00)				17,82 (0,96)		4,87 (0,00)					29,44 (0,49)	
AIC: 0 a 4		0,09 (0,53)	3,14 (0,99)	13,61 (0,99)				-1,94* (0,03)	-1,74* (0,04)	-2,13* (0,02)	48,15* (0,02)		
SIC: 0 a 2		0,20 (0,58)	3,15 (0,99)	13,19 (0,99)				-1,66* (0,05)	-1,13 (0,13)	-1,37 (0,08)	43,18 (0,06)		
HQC: a)0 a 4 b)0 a 2		0,40 (0,66)	3,33 (0,99)	13,24 (0,99)				-2,19* (0,01)	-1,46 (0,07)	-1,89* (0,03)	46,07* (0,03)		
MAIC: a)0 a 2 b)0 a 4		-0,22 (0,41)	2,92 (0,99)	12,88 (0,99)				1,8 (0,96)	1,34 (0,91)	1,47 (0,93)	19,89 (0,92)		
0						-1,92* (0,03)							-1,83* (0,03)
1						-2,41* (0,01)							-3,28* (0,00)
2						-2,02* (0,02)							-3,54* (0,00)
3						-0,92 (0,18)							-4,29* (0,00)
4						1,52 (0,94)							-1,3** (0,09)
<i>en diferencias</i>													
	0,81** (0,21)				297* (0,00)		7,44 (0,00)					413* (0,00)	
AIC: 0 a 4		-9,34* (0,00)	-10,15* (0,00)	155* (0,00)				-3,46* (0,00)	-6,76* (0,00)	-7,65* (0,00)	-113* (0,00)		
SIC: 0 a 1		-11,49* (0,00)	-11,32* (0,00)	172* (0,00)				-4,28* (0,00)	-9,59* (0,00)	-8,93* (0,00)	130* (0,00)		
HQC: 0 a 4		-9,62* (0,00)	-10,25* (0,00)	157* (0,00)				-3,46* (0,00)	-6,76* (0,00)	-7,65* (0,00)	113* (0,00)		
MAIC: a)0 a 3		-9,11* (0,00)	-8,0* (0,00)	127* (0,00)				-3,26* (0,00)	-8,11* (0,00)	-6,17* (0,00)	103* (0,00)		
0						-7,5* (0,00)							-5,27* (0,00)
1						-3,92* (0,00)							-1,31 (0,09)
2						-3,85* (0,00)							-1,52 (0,06)
3						-4,14* (0,00)							-1,26 (0,10)
4						-3,11* (0,00)							1,53 (0,94)

*P-value en (). Rezagos a: sólo constate. Rezagos b: con constante y tendencia.
*: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%, a excepción del test de Hadri.
**: para el test de Hadri, no rechaza hipótesis nula de estacionariedad a un nivel de significancia de 0,05%.*

Cuadro IV.5. PBI no exportable: LA15, descomposición factorial de acuerdo a Bai y Ng (2004)

	<i>Factor idiosincrático</i>					<i>Factores comunes</i>			
	En niveles		En diferencias			En niveles		En diferencias	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia		Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
IPS	0,61 (0,73)	-1,23 (0,11)	-10,71* (0,00)	-8,36* (0,00)	ADF	-1,32 (0,6)	-4,31* (0,01)	-5,07* (0,00)	-1,45 (0,79)
ADF Fisher	24,4 (0,75)	41,65 (0,08)	157* (0,00)	114* (0,00)	PP	-0,98 (0,74)	-4,3* (0,01)	-15,85* (0,00)	-16,99* (0,00)
PP Fisher	25,43 (0,70)	30,36 (0,91)	147* (0,00)	107* (0,00)					

*P-value en (). *: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%.
Se utiliza el criterio SIC para la determinación del número de rezagos en las pruebas paramétricas.*

Cuadro IV.6. PBI no exportable: SA8

Rezagos	Con constante						Con constante y tendencia						
	Hadri	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS	Hadri	Breitung	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS
	<i>en niveles</i>												
	9,92 (0,00)				0,71 (1,00)		3,62 (0,00)					14,61 (0,55)	
AIC: 0 a 6		1,11 (0,86)	4,6 (1,00)	1,86 (1,00)				-0,63 (0,26)	-1,62 (0,05)	-1,9* (0,03)	26* (0,05)		
SIC: a) 0 a 2 b) 0 a 5		1,57 (0,94)	4,86 (1,00)	1,55 (1,00)				-1,44 (0,07)	-2,25* (0,01)	-2* (0,02)	26,3 (0,05)		
HQC: a) 0 a 2 b) 0 a 5		1,57 (0,94)	4,86 (1,00)	1,55 (1,00)				-1,44 (0,07)	-2,25* (0,01)	-2* (0,02)	26,3 (0,05)		
MAIC: a) 0 a 2 b) 0 a 3		1,57 (0,94)	4,86 (1,00)	1,55 (1,00)				0,73 (0,77)	0,53 (0,7)	1,05 (0,85)	7,87 (0,95)		
0						-0,76 (0,22)							-0,64 (0,26)
1						-1,17 (0,12)							-1,47 (0,07)
2						-0,55 (0,29)							-2,27 (0,1)
3						0,48 (0,68)							-1,4 (0,08)
4						0,91 (0,82)							-2,08* (0,02)
5						2,14 (0,98)							0,05 (0,52)
	<i>en diferencias</i>												
	0,79** (0,21)				131* (0,00)		3,56 (0,00)					270* (0,00)	
AIC: 0 a 2		-9,52* (0,00)	-10,05* (0,00)	117* (0,00)				-5,69* (0,00)	-8,29* (0,00)	-8,65* (0,00)	93* (0,00)		
SIC: 0 a 1		-10,43* (0,00)	-10,58* (0,00)	123* (0,00)				-6,8* (0,00)	-9,63* (0,00)	-9,31* (0,00)	99,3* (0,00)		
HQC: 0 a 1		-10,43* (0,00)	-10,58* (0,00)	123* (0,00)				-6,49* (0,00)	-9,03* (0,00)	-8,96* (0,00)	95,6* (0,00)		
MAIC: 0 a 6		-8,14* (0,00)	-8,06* (0,00)	94* (0,00)				-5,28* (0,00)	-7,5* (0,00)	-6,7* (0,00)	73,2* (0,00)		
0						-10,8* (0,00)							-9,99* (0,00)
1						-6,03* (0,00)							-4,77* (0,00)
2						-4,65* (0,00)							-3,38* (0,00)
3						-4,38* (0,00)							-3,87* (0,00)
4						-2,44* (0,01)							-2,43* (0,00)
5						-2,88* (0,00)							-2,81* (0,00)

*P-value en (). Rezagos a: sólo constata. Rezagos b: con constante y tendencia.
*: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%, a excepción del test de Hadri.
**: para el test de Hadri, no rechaza hipótesis nula de estacionariedad a un nivel de significancia de 0,05%.*

Cuadro IV.7. PBI no exportable: SA8, descomposición factorial de acuerdo a Bai y Ng (2004)

	<i>Factor idiosincrático</i>					<i>Factores comunes</i>			
	En niveles		En diferencias			En niveles		En diferencias	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia		Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
IPS	-0,87 (0,19)	-0,15 (0,44)	-10,25* (0,00)	-9,13* (0,00)	ADF	0,05 (0,95)	-1,61 (0,76)	-4,17* (0,00)	-4,13* (0,01)
ADF Fisher	18,93 (0,27)	16,54 (0,42)	116* (0,00)	95* (0,00)	PP	0,01 (0,95)	-1,6 (0,76)	-4,07* (0,00)	-4,01* (0,02)
PP Fisher	28,3* (0,03)	17,1 (0,38)	124* (0,00)	101* (0,00)					

*P-value en (). *: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%.
Se utiliza el criterio SIC para la determinación del número de rezagos en las pruebas paramétricas.*

Cuadro IV.8. PBI neto de las exportaciones a China: LA15

Rezagos	Con constante						Con constante y tendencia						
	Hadri	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS	Hadri	Breitung	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS
<i>en niveles</i>													
	13,05 (0,00)				28,77 (0,53)		6,23 (0,00)					23,26 (0,80)	
AIC: 0 a 4		-0,87 (0,19)	4,58 (1,00)	22,58 (0,83)				-0,54 (0,29)	-0,87 (0,19)	-0,11 (0,46)	29,72 (0,48)		
SIC: a)0 a 2 b)0 a 3		-1,53 (0,06)	4,22 (1,00)	27,38 (0,60)				-0,47 (0,32)	-0,4 (0,34)	0,46 (0,68)	25,31 (0,71)		
HQC: 0 a 4		-0,87 (0,19)	4,58 (1,00)	22,58 (0,83)				-0,54 (0,29)	-0,87 (0,19)	-0,11 (0,46)	29,72 (0,48)		
MAIC: 0 a 2		0,23 (0,59)	5,4 (1,00)	9,5 (0,99)				1,62 (0,95)	-0,44 (0,33)	1,74 (0,96)	22,25 (0,84)		
0						0,36 (0,64)							1,11 (0,87)
1						-0,21 (0,42)							0,29 (0,61)
2						0,93 (0,82)							1,78 (0,96)
3						0,69 (0,76)							2,14 (0,98)
4						1,25 (0,89)							2,48 (0,99)
<i>en diferencias</i>													
	0,86** (0,19)				142* (0,00)		3,54 (0,00)					112* (0,00)	
AIC: 0 a 4		-8,43* (0,00)	-7,4* (0,00)	113* (0,00)				-6,38* (0,00)	-8,05* (0,00)	-6,8* (0,00)	97* (0,00)		
SIC: 0 a 4		-10,31* (0,00)	-9,11* (0,00)	133* (0,00)				-6,57* (0,00)	-9,53* (0,00)	-7,8* (0,00)	108* (0,00)		
HQC: 0 a 4		-8,53* (0,00)	-7,41* (0,00)	113* (0,00)				-6,59* (0,00)	-8,69* (0,00)	-7,06* (0,00)	100* (0,00)		
MAIC: a)0 a 4 b)0 a 2		-7,61* (0,00)	-5,78* (0,00)	92* (0,00)				-6,3* (0,00)	-9,1* (0,00)	-5,69* (0,00)	83* (0,00)		
0						-8,03* (0,00)							-7,07* (0,00)
1						-4,56* (0,00)							-3,94* (0,00)
2						-1,91* (0,03)							-1,85* (0,03)
3						-1,04 (0,15)							-0,70 (0,24)
4						-0,05 (0,48)							0,42 (0,66)

*P-value en (). Rezagos a: sólo constate. Rezagos b: con constante y tendencia.
*: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%, a excepción del test de Hadri.
**: para el test de Hadri, no rechaza hipótesis nula de estacionariedad a un nivel de significancia de 0,05%.*

Cuadro IV.9. PBI neto de las exportaciones a China: LA15, descomposición factorial de acuerdo a Bai y Ng (2004)

	<i>Factor idiosincrático</i>					<i>Factores comunes</i>			
	En niveles		En diferencias			En niveles		En diferencias	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia		Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
IPS	-0,04 (0,48)	-3,18* (0,00)	-10,47* (0,00)	-8,92* (0,00)	ADF	1,98 (0,99)	-1,61 (0,73)	-1,48 (0,51)	-3,97* (0,03)
ADF Fisher	33,31 (0,31)	56,61* (0,00)	156* (0,00)	124* (0,00)	PP	0,45 (0,98)	-1,25 (0,87)	-2,88 (0,06)	-2,92 (0,17)
PP Fisher	28 (0,57)	33,94 (0,28)	182* (0,00)	145* (0,00)					

*P-value en (). *: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%.
Se utiliza el criterio SIC para la determinación del número de rezagos en las pruebas paramétricas.*

Cuadro IV.10. PBI neto de las exportaciones a China: SA8

Rezagos	Con constante						Con constante y tendencia						
	Hadri	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS	Hadri	Breitung	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS
	<i>en niveles</i>												
	10,26 (0,00)				7,27 (0,97)		4,78 (0,00)					7,28 (0,97)	
AIC: 0 a 6		0,21 (0,58)	4,64 (1,00)	9,44 (0,89)				3,16 (0,99)	1,45 (0,93)	1,06 (0,85)	10,53 (0,84)		
SIC: 0 a 1		-1,38 (0,08)	3,28 (0,99)	9,81 (0,88)				-0,13 (0,45)	0,07 (0,53)	0,67 (0,75)	11,65 (0,77)		
HQC: 0 a 6		0,21 (0,58)	4,64 (1,00)	9,44 (0,89)				3,16 (0,99)	1,45 (0,93)	1,06 (0,85)	10,53 (0,84)		
MAIC: 0 a 2		-0,14 (0,44)	3,75 (0,99)	4,37 (0,99)				2,69 (0,99)	3,07 (0,99)	2,53 (0,99)	3,52 (0,99)		
0						0,75 (0,77)							1,52 (0,94)
1						-0,51 (0,31)							0,07 (0,53)
2						0,08 (0,53)							0,52 (0,70)
3						0,39 (0,65)							0,56 (0,71)
4						-1,1 (0,13)							-1,07 (0,14)
5						0,64 (0,74)							0,48 (0,68)
	<i>en diferencias</i>												
	0,67** (0,25)				87* (0,00)		1,04** (0,15)					66* (0,00)	
AIC: a) 0 a 1 b) 0 a 6		-8,44* (0,00)	-7,78* (0,00)	86* (0,00)				-4,28* (0,00)	-4,6* (0,00)	-6,59* (0,00)	68* (0,00)		
SIC: a) 0 a 1 b) 0 a 6		-8,44* (0,00)	-7,78* (0,00)	86* (0,00)				-5,29* (0,00)	-6,54* (0,00)	-7,44* (0,00)	77* (0,00)		
HQC: a) 0 a 1 b) 0 a 6		-8,44* (0,00)	-7,78* (0,00)	86* (0,00)				-4,53* (0,00)	-5,42* (0,00)	-6,59* (0,00)	68* (0,00)		
MAIC: 0 a 2		-5,38* (0,00)	-4,7* (0,00)	53 (0,00)				-7,44* (0,00)	-6,43* (0,00)	-5,07* (0,00)	54* (0,00)		
0						-7,25* (0,00)							-6,41* (0,00)
1						-4,04* (0,00)							-3,13* (0,00)
2						-3,18* (0,00)							-2,54* (0,00)
3						-2,1* (0,02)							-1,7* (0,04)
4						-1,07 (0,14)							-0,55 (0,29)
5						-1,51 (0,05)							-1,32 (0,09)

*P-value en (). Rezagos a: sólo constate. Rezagos b: con constante y tendencia.
*: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%, a excepción del test de Hadri.
**: para el test de Hadri, no rechaza hipótesis nula de estacionariedad a un nivel de significancia de 0,05%.*

Cuadro IV.11. PBI neto de las exportaciones a China: SA8, descomposición factorial de acuerdo a Bai y Ng (2004)

	<i>Factor idiosincrático</i>					<i>Factores comunes</i>			
	En niveles		En diferencias			En niveles		En diferencias	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia		Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
IPS	0,73 (0,77)	1,88 (0,97)	-9,3* (0,00)	-8,53* (0,00)	ADF	-0,11 (0,94)	-2,69 (0,25)	-3,41* (0,02)	-3,35 (0,08)
ADF	12,53 (0,71)	9,23 (0,90)	104* (0,00)	88* (0,00)	PP	0,49 (0,98)	-1,73 (0,71)	-3,37* (0,02)	-3,3 (0,09)
PP	7,45 (0,96)	10,76 (0,82)	104* (0,00)	93* (0,00)					

*P-value en (). *: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%.
Se utiliza el criterio SIC para la determinación del número de rezagos en las pruebas paramétricas.*

Cuadro IV.12. Exportaciones a China: LA15

Rezagos	Con constante						Con constante y tendencia						
	Hadri	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS	Hadri	Breitung	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS
<i>en niveles</i>													
	10,9 (0,00)				24,74 (0,74)		3,68 (0,00)						65,71* (0,00)
AIC: 0 a 4		-0,61 (0,27)	2,05 (0,98)	17,37 (0,97)				-1,62 (0,05)	-1,05 (0,15)	-1,93* (0,03)	46,92* (0,02)		
SIC: 0 a 4		-0,61 (0,27)	1,82 (0,97)	18,81 (0,94)				-1,98* (0,02)	-1,72* (0,04)	-2,46* (0,01)	51,02* (0,01)		
HQC: 0 a 4		-0,41 (0,34)	2,01 (0,98)	18,73 (0,94)				-2,31* (0,01)	-1,32 (0,09)	-2,14* (0,02)	49,37* (0,01)		
MAIC: 0 a 4		0,01 (0,50)	2,76 (0,99)	11,97 (0,99)				-2,09* (0,02)	1,29 (0,90)	0,53 (0,70)	25,05 (0,72)		
0						-4,14* (0,00)							-3,72* (0,00)
1						-4,26* (0,00)							-6,45* (0,00)
2						-0,31 (0,38)							-0,36 (0,36)
3						1,93 (0,97)							2,21 (0,99)
4						-1,04 (0,15)							1,56 (0,94)
<i>en diferencias</i>													
	-0,66** (0,75)				400* (0,00)		2,47** (0,07)						704* (0,00)
AIC: 0 a 4		-13,4* (0,00)	-15* (0,00)	236* (0,00)				-6,19* (0,00)	-12,4* (0,00)	-13,57* (0,00)	212* (0,00)		
SIC: 0 a 3		-19,57* (0,00)	-17,86* (0,00)	276* (0,00)				-7,37* (0,00)	-14,34* (0,00)	-15,28* (0,00)	230* (0,00)		
HQC: 0 a 4		-14,61* (0,00)	-16,18* (0,00)	254* (0,00)				-6,19* (0,00)	-12,4* (0,00)	-13,57* (0,00)	212* (0,00)		
MAIC: a) 0 a 4 b) 0 a 2		-16,16* (0,00)	-14,91* (0,00)	234* (0,00)				-8,31* (0,00)	-16,59* (0,00)	-15,33* (0,00)	231* (0,00)		
0						-13,22* (0,00)							-11,73* (0,00)
1						-10,75* (0,00)							-9,11* (0,00)
2						-7,02* (0,00)							-5,82* (0,00)
3						-1,19 (0,12)							-1,37 (0,09)
4						0,26 (0,60)							0,54 (0,71)

*P-value en (). Rezagos a: sólo constata. Rezagos b: con constante y tendencia.
*: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%, a excepción del test de Hadri.
***: para el test de Hadri, no rechaza hipótesis nula de estacionariedad a un nivel de significancia de 0,05%.*

Cuadro IV.13. Exportaciones a China: LA15, descomposición factorial de acuerdo a Bai y Ng (2004)

	<i>Factor idiosincrático</i>					<i>Factores comunes</i>			
	En niveles		En diferencias			En niveles		En diferencias	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia		Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
IPS	0,59 (0,72)	-2,39* (0,01)	-13,65* (0,00)	-11,28* (0,00)	ADF	-0,67 (0,82)	-2,42 (0,35)	-3,32* (0,04)	-9,84* (0,00)
ADF Fisher	31,16 (0,41)	51,92* (0,01)	202* (0,00)	154* (0,00)	PP	-1,27 (0,62)	-3,65 (0,05)	-9,11* (0,00)	-8,77* (0,00)
PP Fisher	29,24 (0,50)	51,85* (0,01)	214* (0,00)	193* (0,00)					

*P-value en (). *: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%.
Se utiliza el criterio SIC para la determinación del número de rezagos en las pruebas paramétricas.*

Cuadro IV.14. Exportaciones a China: SA8

Rezagos	Con constante						Con constante y tendencia						
	Hadri	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS	Hadri	Breitung	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS
<i>en niveles</i>													
	9,19 (0,00)				10,34 (0,85)		4,13 (0,00)						42,06* (0,00)
AIC: 0 a 6		1,84 (0,98)	2,71 (0,99)	5,81 (0,99)				-2,58* (0,00)	1,95 (0,97)	-2,28* (0,01)	32,67* (0,01)		
SIC: a)0 a 5 b)0 a 6		0,81 (0,79)	1,98 (0,98)	8,95 (0,91)				-4,01* (0,00)	0,69 (0,76)	-2,47* (0,01)	33,6* (0,01)		
HQC: 0 a 6		1,57 (0,94)	2,71 (0,99)	5,86 (0,99)				-3,45* (0,00)	1,52 (0,93)	-2,3* (0,01)	33,18* (0,01)		
MAIC: 0 a 6		1,86 (0,97)	2,75 (0,99)	7,74 (0,96)				-1,77* (0,04)	1,25 (0,89)	-1,11 (0,13)	21,6 (0,16)		
0						-4,02* (0,00)							-3,12* (0,00)
1						-3,22* (0,00)							-2,5* (0,01)
2						-2,14* (0,02)							0,09 (0,54)
3						-2,19* (0,01)							-0,3 (0,38)
4						-1,34 (0,09)							-0,11 (0,46)
5						-0,93 (0,18)							0,02 (0,51)
<i>en diferencias</i>													
	-0,27** (0,61)				193* (0,00)		3,57 (0,00)						413* (0,00)
AIC: 0 a 5		-12,06* (0,00)	-11,88* (0,00)	142* (0,00)				-4,08* (0,00)	-11,01* (0,00)	-11,17* (0,00)	137* (0,00)		
SIC: 0 a 2		-13,65* (0,00)	-13,47* (0,00)	160* (0,00)				-7,84* (0,00)	-12,15* (0,00)	-12,19* (0,00)	146* (0,00)		
HQC: a)0 a 2 b)0 a 5		-13,65* (0,00)	-13,47* (0,00)	160* (0,00)				-5,15* (0,00)	-12,35* (0,00)	-12,47* (0,00)	153* (0,00)		
MAIC: a)0 a 6 b)0 a 3		-11,42* (0,00)	-9,99* (0,00)	123* (0,00)				-8,37* (0,00)	-12,46* (0,00)	-10,67* (0,00)	123* (0,00)		
0						-11,9* (0,00)							-11,2* (0,00)
1						-9,84* (0,00)							-8,63* (0,00)
2						-6,12* (0,00)							-5,15* (0,00)
3						-3,03* (0,00)							-1,72* (0,04)
4						-1,4* (0,08)							0,12 (0,55)
5						-2* (0,02)							-0,09 (0,46)

*P-value en (). Rezagos a: sólo constate. Rezagos b: con constante y tendencia.
*: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%, a excepción del test de Hadri.
**: para el test de Hadri, no rechaza hipótesis nula de estacionariedad a un nivel de significancia de 0,05%.*

Cuadro IV.15. Exportaciones a China: SA8, descomposición factorial de acuerdo a Bai y Ng (2004)

	<i>Factor idiosincrático</i>					<i>Factores comunes</i>			
	En niveles		En diferencias			En niveles		En diferencias	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia		Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
IPS	-1,72* (0,04)	-1,67 (0,05)	-10,77* (0,00)	-9,49* (0,00)	ADF	1,26 (0,99)	-2,68 (0,25)	-5,52* (0,00)	-5,39* (0,00)
ADF Fisher	25,65 (0,06)	33,81* (0,01)	124* (0,00)	100* (0,00)	PP	-2,18 (0,22)	-5,35* (0,00)	-10,93* (0,00)	-10,62* (0,00)
PP Fisher	26,73* (0,04)	26,32 (0,05)	158* (0,00)	141* (0,00)					

*P-value en (). *: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%. Se utiliza el criterio SIC para la determinación del número de rezagos en las pruebas paramétricas.*

Cuadro IV.16. Exportaciones al resto del mundo: LA15

Rezagos	Con constante						Con constante y tendencia						
	Hadri	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS	Hadri	Breitung	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS
<i>en niveles</i>													
	11,63 (0,00)				42,24 (0,07)		5,3 (0,00)					37,63 (0,16)	
AIC: 0 a 4		-6,01* (0,00)	-2,04* (0,02)	54,13* (0,00)				0,79 (0,78)	-2,16* (0,01)	-1,78* (0,04)	51,78* (0,01)		
SIC: 0 a 3		-6,05* (0,00)	-2* (0,02)	54,29* (0,00)				1,58 (0,94)	-2,29* (0,01)	-1,2 (0,12)	47,17* (0,02)		
HQC: 0 a 3		-5,81* (0,00)	-1,82* (0,03)	52,27* (0,01)				1,09 (0,86)	-2,44* (0,01)	-1,68 (0,05)	51,1* (0,01)		
MAIC: a)0 a 4 b)0 a 3		-4,41* (0,00)	-0,19 (0,42)	36,14 (0,20)				1,68 (0,95)	-0,89 (0,18)	0,63 (0,74)	28,86 (0,52)		
0						-1,48 (0,07)							-0,43 (0,33)
1						-1,27 (0,10)							0,44 (0,67)
2						-0,52 (0,30)							1,73 (0,96)
3						0,35 (0,64)							2,71 (0,99)
4						2,7 (0,99)							4,68 (1,00)
<i>en diferencias</i>													
	1,69 (0,04)				257* (0,00)		8,14 (0,00)					488* (0,00)	
AIC: 0 a 4		-13,38* (0,00)	-13,99* (0,00)	212* (0,00)				-2,77* (0,00)	-10,84* (0,00)	-12,18* (0,00)	173* (0,00)		
SIC: 0 a 3		-14,1* (0,00)	-13,84* (0,00)	210* (0,00)				-3,35* (0,00)	-12,49* (0,00)	-12,67* (0,00)	178* (0,00)		
HQC: a)0 a 4 b)0 a 3		-13,82* (0,00)	-14,25* (0,00)	217* (0,00)				-3,17* (0,00)	-11,95* (0,00)	-12,26* (0,00)	173* (0,00)		
MAIC: a)0 a 3 b)0 a 2		-10* (0,00)	-10,5* (0,00)	158* (0,00)				-4,84* (0,00)	-9,66* (0,00)	-9,88* (0,00)	141* (0,00)		
0						-10,69* (0,00)							-9,5* (0,00)
1						-5,66* (0,00)							-4,4* (0,00)
2						-2,65* (0,00)							-1,15 (0,12)
3						-0,53 (0,3)							0,48 (0,68)
4						1,81 (0,96)							4,87 (1,00)

*P-value en (). Rezagos a: sólo constata. Rezagos b: con constante y tendencia. *: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%, a excepción del test de Hadri. **: para el test de Hadri, no rechaza hipótesis nula de estacionariedad a un nivel de significancia de 0,05%.*

Cuadro IV.17. Exportaciones al resto del mundo: LA15, descomposición factorial de acuerdo a Bai y Ng (2004)

	Factor idiosincrático					Factores comunes			
	En niveles		En diferencias			En niveles		En diferencias	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia		Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
IPS	-2,42* (0,01)	-4,77* (0,00)	-12,71* (0,00)	-11* (0,00)	ADF	-1,73 (0,40)	-4,32* (0,02)	-2,44 (0,15)	-1,06 (0,89)
ADF Fisher	53,26* (0,01)	78* (0,00)	189* (0,00)	152* (0,00)	PP	-1,57 (0,48)	-4,56* (0,01)	-7,19* (0,00)	-8,13* (0,00)
PP Fisher	46,56* (0,03)	55,36* (0,00)	472* (0,00)	294* (0,00)					

*P-value en (). *: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%.
Se utiliza el criterio SIC para la determinación del número de rezagos en las pruebas paramétricas.*

Cuadro IV.18. Exportaciones al resto del mundo: SA8

Rezagos	Con constante						Con constante y tendencia							
	Hadri	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS	Hadri	Breitung	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS	
	<i>en niveles</i>													
	9,88 (0,00)				18,48 (0,30)		6,32 (0,00)					17,28 (0,37)		
AIC: 0 a 6		-2,57* (0,00)	1,07 (0,86)	10,65 (0,83)				0,77 (0,78)	-0,6 (0,27)	-0,24 (0,4)	17,7 (0,34)			
SIC: a)0 a 1 b)0 a 2		-3,24* (0,00)	0,54 (0,7)	11,95 (0,75)				0,77 (0,78)	-0,93 (0,18)	-0,37 (0,35)	20,66 (0,19)			
HQC: 0 a 6		-2,57* (0,00)	1,07 (0,86)	10,65 (0,83)				0,85 (0,8)	-0,35 (0,36)	0,28 (0,61)	16,88 (0,39)			
MAIC: a)0 a 6 b)0 a 2		-2,29* (0,01)	1,47 (0,93)	8,45 (0,93)				-0,05 (0,48)	0,26 (0,6)	1,13 (0,87)	13,27 (0,65)			
0													-0,79 (0,22)	
1													-2,1* (0,02)	-0,46 (0,32)
2													-0,36 (0,36)	1,58 (0,94)
3													0,89 (0,81)	3,12 (0,99)
4													1,66 (0,95)	2,91 (0,99)
5													2,06 (0,98)	2,3 (0,99)
	<i>en diferencias</i>													
	1,48** (0,07)				195* (0,00)		4,42 (0,00)					324* (0,00)		
AIC: 0 a 5		-11,12* (0,00)	-11,94* (0,00)	143* (0,00)				-9,46* (0,00)	-10,38* (0,00)	-11,27* (0,00)	130* (0,00)			
SIC: 0 a 2		-14,1* (0,00)	-14,07* (0,00)	169* (0,00)				-10,37* (0,00)	-13,39* (0,00)	-13,38* (0,00)	152* (0,00)			
HQC: 0 a 5		-12,69* (0,00)	-13,05* (0,00)	157* (0,00)				-9,46* (0,00)	-10,38* (0,00)	-11,27* (0,00)	130* (0,00)			
MAIC: a)0 a 6 b)0 a 2		-7,12* (0,00)	-6,42* (0,00)	84* (0,00)				-6,69* (0,00)	-9,83* (0,00)	-9,12* (0,00)	101* (0,00)			
0													-11,4* (0,00)	-11,03* (0,00)
1													-7,4* (0,00)	-7,36* (0,00)
2													-4,7* (0,00)	-3,92* (0,00)
3													-1,96* (0,02)	-1,52 (0,06)
4													-0,55 (0,29)	-0,52 (0,30)
5													0,8 (0,79)	0,88 (0,81)

*P-value en (). Rezagos a: sólo constate. Rezagos b: con constante y tendencia.
*: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%, a excepción del test de Hadri.
**: para el test de Hadri, no rechaza hipótesis nula de estacionariedad a un nivel de significancia de 0,05%.*

Cuadro IV.19. Exportaciones al resto del mundo: SA8, descomposición factorial de acuerdo a Bai y Ng (2004)

	<i>Factor idiosincrático</i>					<i>Factores comunes</i>			
	En niveles		En diferencias			En niveles		En diferencias	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia		Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
IPS	-0,63 (0,26)	-0,13 (0,44)	-13,19* (0,00)	-11,98* (0,00)	ADF	-1,24 (0,64)	-1,17 (0,90)	-5,33* (0,00)	-5,61* (0,00)
ADF Fisher	15,24 (0,51)	14,78 (0,54)	155* (0,00)	129* (0,00)	PP	-1,24 (0,64)	-1,17 (0,90)	-5,34* (0,00)	-8,49* (0,00)
PP Fisher	14,92 (0,53)	11,97 (0,75)	162* (0,00)	136* (0,00)					

*P-value en (). *: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%.
Se utiliza el criterio SIC para la determinación del número de rezagos en las pruebas paramétricas.*

Cuadro IV.20. Capital: LA15

Rezagos	Con constante						Con constante y tendencia						
	Hadri	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS	Hadri	Breitung	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS
<i>en niveles</i>													
	11,15 (0,00)				36,54 (0,19)		5,21 (0,00)					45,06* (0,04)	
AIC: 0 a 4		-1,79* (0,04)	0,69 (0,76)	31,71 (0,38)				-0,94 (0,17)	-0,97 (0,17)	-1,12 (0,13)	37,88 (0,15)		
SIC: 0 a 4		-1,73* (0,04)	0,79 (0,79)	31,73 (0,38)				-0,86 (0,19)	-1,23 (0,11)	-0,9 (0,18)	36,48 (0,19)		
HQC: 0 a 4		-1,79* (0,04)	0,69 (0,76)	31,71 (0,38)				-0,86 (0,19)	-1,08 (0,14)	-1,01 (0,15)	37,5 (0,16)		
MAIC: a) 0 a 3 b) 0 a 4		-0,88 (0,19)	1,66 (0,95)	23,2 (0,81)				-0,24 (0,40)	0,06 (0,53)	0,46 (0,68)	29,24 (0,50)		
0						-1,53 (0,06)							-1,65 (0,05)
1						-1,76* (0,04)							-2,71* (0,00)
2						0,25 (0,60)							-1,17 (0,12)
3						0,59 (0,72)							-0,34 (0,37)
4						2,46 (0,99)							3,11 (0,99)
<i>en diferencias</i>													
	-0,19** (0,57)				305* (0,00)		3,73 (0,00)					489* (0,00)	
AIC: 0 a 4		-10,95* (0,00)	-12,31* (0,00)	191* (0,00)				-7,34* (0,00)	-8,97* (0,00)	-11,31* (0,00)	160* (0,00)		
SIC: 0 a 3		-14,24* (0,00)	-14,34* (0,00)	220* (0,00)				-7,89* (0,00)	-11,59* (0,00)	-12,85* (0,00)	181* (0,00)		
HQC: 0 a 4		-11,28* (0,00)	-12,67* (0,00)	195* (0,00)				-7,5* (0,00)	-9,11* (0,00)	-11,38* (0,00)	161* (0,00)		
MAIC: 0 a 2		-13,91* (0,00)	-11,93* (0,00)	180* (0,00)				-7,31* (0,00)	-13,52* (0,00)	-11,83* (0,00)	165* (0,00)		
0						-10,21* (0,00)							-8,35* (0,00)
1						-6,62* (0,00)							-4,7* (0,00)
2						-4* (0,00)							-2,39* (0,01)
3						-3,36* (0,00)							-2,7* (0,00)
4						-0,42 (0,34)							-0,22 (0,41)

*P-value en (). Rezagos a: sólo constata. Rezagos b: con constante y tendencia.
*: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%, a excepción del test de Hadri.
**: para el test de Hadri, no rechaza hipótesis nula de estacionariedad a un nivel de significancia de 0,05%.*

Cuadro IV.21. Capital: LA15, descomposición factorial de acuerdo a Bai y Ng (2004)

	<i>Factor idiosincrático</i>					<i>Factores comunes</i>			
	En niveles		En diferencias			En niveles		En diferencias	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia		Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
IPS	-0,98 (0,16)	-0,3 (0,38)	-14,76* (0,00)	-14,36* (0,00)	ADF	3,01 (0,99)	-0,32 (0,98)	1,42 (0,54)	-4,00* (0,03)
ADF Fisher	37,45 (0,16)	35,16 (0,24)	221* (0,00)	196* (0,00)	PP	-0,17 (0,93)	-1,93 (0,60)	-4,25* (0,00)	-4,32* (0,01)
PP Fisher	42,6 (0,06)	41,32 (0,08)	300* (0,00)	541* (0,00)					

*P-value en (). *: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%.
Se utiliza el criterio SIC para la determinación del número de rezagos en las pruebas paramétricas.*

Cuadro IV.22. Capital: SA8

Rezagos	Con constante						Con constante y tendencia						
	Hadri	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS	Hadri	Breitung	LLC	IPS	ADF Fisher	PP Fisher	CIPS
<i>en niveles</i>													
	9,29 (0,00)				2,69 (0,99)		3,78 (0,00)					20,03 (0,22)	
AIC: 0 a 2		1,24 (0,89)	3,38 (0,99)	4,46 (0,99)				0,42 (0,66)	-2,43* (0,01)	-2,2* (0,01)	31,76* (0,01)		
SIC: 0 a 2		1,42 (0,92)	3,58 (0,99)	4,32 (0,99)				0,63 (0,73)	-2,03* (0,02)	-1,23 (0,11)	23,75 (0,10)		
HQC: 0 a 2		1,42 (0,92)	3,58 (0,99)	4,32 (0,99)				0,56 (0,71)	-2,32* (0,01)	-1,93* (0,03)	29,61* (0,02)		
MAIC: a)0 a 1 b)0 a 3		0,72 (0,76)	2,84 (0,99)	4,43 (0,99)				1,75 (0,96)	-1,04 (0,15)	-0,33 (0,37)	17,97 (0,33)		
0						-2,33* (0,01)							-0,71 (0,24)
1						-3,39* (0,00)							-1,98* (0,02)
2						-2* (0,02)							-0,47 (0,32)
3													0,55 (0,71)
<i>en diferencias</i>													
	2,3** (0,01)				146* (0,00)		3,14 (0,00)					448* (0,00)	
AIC: 0 a 4		-8,79* (0,00)	-9,83* (0,00)	116* (0,00)				-7,86* (0,00)	-7,05* (0,00)	-9* (0,00)	98* (0,00)		
SIC: 0 a 1		-10,61* (0,00)	-10,64* (0,00)	125* (0,00)				-8,93* (0,00)	-8,96* (0,00)	-9,73* (0,00)	106* (0,00)		
HQC: a)0 a 1 b)0 a 4		-9,91* (0,00)	-10,35* (0,00)	122* (0,00)				-8,41* (0,00)	-7,97* (0,00)	-9,36* (0,00)	103* (0,00)		
MAIC: a)0 a 5 b)0 a 1		-9,72* (0,00)	-8,57* (0,00)	103* (0,00)				-6,27* (0,00)	-10,2* (0,00)	-9,31* (0,00)	100* (0,00)		
0						-10,57* (0,00)							-9,65* (0,00)
1						-7,56* (0,00)							-7,16* (0,00)
2						-5,76* (0,00)							-5,38* (0,00)
3						-3,6* (0,00)							-3,73* (0,00)
4						-1,57* (0,06)							-1,53 (0,06)
5						-2,02* (0,02)							

*P-value en (). Rezagos a: sólo constate. Rezagos b: con constante y tendencia.
*: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%, a excepción del test de Hadri.
***: para el test de Hadri, no rechaza hipótesis nula de estacionariedad a un nivel de significancia de 0,05%.*

Cuadro IV.23. Capital: SA8, descomposición factorial de acuerdo a Bai y Ng (2004)

	<i>Factor idiosincrático</i>					<i>Factores comunes</i>			
	En niveles		En diferencias			En niveles		En diferencias	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia		Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
IPS	-3,28* (0,00)	-0,88 (0,19)	-11,24* (0,00)	-10,37* (0,00)	ADF	-0,16 (0,93)	-2,15 (0,50)	-4,47* (0,00)	-4,42* (0,01)
ADF Fisher	36,7* (0,00)	20,64 (0,19)	133* (0,00)	114* (0,00)	PP	0,27 (0,97)	-2,22 (0,46)	-4,89* (0,00)	-5,3* (0,00)
PP Fisher	27,36* (0,04)	13,73 (0,62)	144* (0,00)	212* (0,00)					

*P-value en (). *: rechaza hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 0,05%.
Se utiliza el criterio SIC para la determinación del número de rezagos en las pruebas paramétricas.*

IV.2.6.2. Pruebas de Cointegración

Cuadro IV.24. Muestra LA15: test de Kao

Rezagos	Modelo: PBI no exportable		Modelo: PBI exportable	
	<i>Multivariado</i>	<i>Bivariado</i>	<i>Multivariado</i>	<i>Bivariado</i>
AIC	-3,58* (0,00)	-1,99* (0,02)	-4,77* (0,00)	-1,57* (0,06)
SIC	-4,58* (0,00)	-2,84* (0,00)	-4,33* (0,00)	-3,41* (0,00)
HQIC	-4,58* (0,00)	-1,99* (0,02)	-4,33* (0,00)	-3,41* (0,00)
MAIC	-2,51* (0,01)	-2,84* (0,00)	-3,11* (0,00)	-1,9* (0,03)

*P-value en ().
*/**/: rechaza hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significancia de 0,05/0,10% respectivamente.
Los distintos criterios de selección de rezagos concuerdan en que el máximo número de rezagos a incluir es 5, aunque el número de rezagos entre países no es inequívoco.*

Cuadro IV.25. Muestra LA15: test de Pedroni

	Series originales				Componentes idiosincráticos			
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
	<i>Modelo: PBI no exportable</i>							
	<i>Multivariado</i>		<i>Bivariado</i>		<i>Multivariado</i>		<i>Bivariado</i>	
Panel v	0,03 (0,49)	4,8* (0,00)	1,16 (0,12)	3,84* (0,00)	-0,03 (0,52)	-0,48 (0,68)	0,89 (0,19)	-0,47 (0,68)
Panel rho	0,46 (0,68)	1,35 (0,91)	-1,89* (0,03)	-1,1 (0,14)	1,02 (0,84)	2,17 (0,98)	-0,31 (0,38)	1,30 (0,90)
Panel PP	-0,87 (0,19)	-1,11 (0,13)	-1,95* (0,02)	-2,02* (0,02)	-0,02 (0,49)	-0,31 (0,38)	-0,95 (0,17)	0,06 (0,52)
Panel ADF	-1,12 (0,13)	-1,72* (0,04)	-1,97* (0,02)	-2,72* (0,00)	-1,0 (0,16)	-1,04 (0,15)	-0,86 (0,19)	-1,04 (0,15)
Grupo rho	2,20 (0,99)	3 (0,99)	-0,01 (0,50)	1,39 (0,92)	2,95 (0,99)	3,71 (0,99)	0,98 (0,83)	2,26 (0,99)
Grupo PP	-1,32** (0,09)	-0,02 (0,49)	-1,31** (0,09)	-0,31 (0,37)	1,05 (0,85)	-0,07 (0,47)	-0,79 (0,21)	0,62 (0,73)
Grupo ADF	-2,15* (0,02)	-1,47** (0,07)	-1,95* (0,02)	-2,72* (0,00)	-1,46** (0,07)	-2,16* (0,01)	-1,11 (0,13)	-2,07* (0,02)
<i>Modelo: PBI exportable</i>								
	<i>Multivariado</i>		<i>Bivariado</i>		<i>Multivariado</i>		<i>Bivariado</i>	
Panel v	-0,42 (0,66)	19,88* (0,00)	-0,32 (0,62)	12,87* (0,00)	0,62 (0,27)	-1,15 (0,87)	1,84* (0,03)	-1,28 (0,90)
Panel rho	-0,39 (0,35)	1,44 (0,92)	-0,94 (0,17)	2,01 (0,98)	-0,17 (0,43)	0,62 (0,73)	-1,50** (0,07)	0,52 (0,70)
Panel PP	-1,97* (0,02)	-0,43 (0,33)	-1,58** (0,06)	1,35 (0,91)	-1,54** (0,06)	-2,31* (0,01)	-1,89* (0,03)	-1,27** (0,10)
Panel ADF	-2,36* (0,01)	-0,94 (0,17)	-1,63* (0,05)	1,28 (0,90)	-2,28* (0,01)	-2,62* (0,00)	-1,80* (0,03)	-1,25** (0,10)
Grupo rho	0,69 (0,75)	1,87 (0,97)	0,01 (0,50)	3,0 (0,99)	0,91 (0,82)	0,89 (0,81)	-0,11 (0,45)	1,02 (0,84)
Grupo PP	-2,68* (0,00)	-1,33** (0,09)	-1,75* (0,04)	2,08 (0,98)	-1,01 (0,16)	-2,97* (0,00)	-1,23 (0,11)	-1,23 (0,11)
Grupo ADF	-3,18* (0,00)	-2,76* (0,00)	-2,2* (0,01)	1,6 (0,94)	-3,02* (0,00)	-4,19* (0,00)	-2,37* (0,01)	-2,36* (0,01)

*P-value en (). **/: rechaza hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significancia de 0,05/0,10% respectivamente. Para el caso de los tests de Pedroni paramétricos (ADF panel y grupo), de acuerdo al criterio SIC el máximo número de rezagos a incluir es 4. Los tests utilizando otros criterios de selección de rezagos arrojan resultados similares.*

Cuadro IV.26. Muestra LA15: test de Westerlund

	Con constante				Con constante y tendencia			
	Valor	Z-value	P-value	P-value robusto	Valor	Z-value	P-value	P-value robusto
<i>Modelo multivariado, PBI no exportable</i>								
Gt	-1,83	1,65	0,95	0,84	-0,85	8,24	1,00	0,99
Ga	-3,29	4,22	1,00	0,90	-1,19	6,91	1,00	1,00
Pt	-4,04	3,22	0,99	0,99	-6,63	3,09	0,99	0,99
Pa	-2,19	3,11	0,99	0,99	-3,73	4,29	1,00	0,99
<i>Modelo bivariado, PBI no exportable</i>								
Gt	-1,78	-0,03	0,49	0,52	-1,59	3,69	1,00	0,99
Ga	-5,73	1,00	0,84	0,39	-6,37	3,21	0,99	0,96
Pt	-3,99	1,62	0,95	0,87	-6,42	2,01	0,98	0,91
Pa	-3,62	0,53	0,70	0,61	-7,50	0,91	0,82	0,73
<i>Modelo multivariado, PBI exportable</i>								
Gt	-1,22	3,44	1,00	0,94	-2,59	-0,3	0,38	0,49
Ga	-2,63	4,01	1,00	0,92	-5,14	4,49	1,00	0,09**
Pt	-7,09	-0,44	0,33	0,11	-7,64	1,36	0,91	0,01*
Pa	-4,12	1,21	0,89	0,03*	-5,23	3,01	0,99	0,00*
<i>Modelo bivariado, PBI exportable</i>								
Gt	-1,37	1,75	0,96	0,79	-1,58	3,74	1,00	0,99
Ga	-5,04	1,5	0,93	0,56	-5,61	2,65	1,00	0,98
Pt	-3,45	2,17	0,98	0,82	-6,38	2,05	0,98	0,86
Pa	-2,59	1,43	0,92	0,73	-5,96	1,88	0,97	0,85

*Los valores de p-value robusto fueron estimados por un proceso de bootstrap con 800 repeticiones. El número de rezagos fue elegido de acuerdo al criterio AIC. **/: rechaza hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significancia de 0,05/0,10% respectivamente.*

Cuadro IV.27. Muestra LA15: componentes comunes, test de Johansen

	Modelo PBI no exportable				Modelo PBI exportable			
	Multivariado		Bivariado		Multivariado		Bivariado	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
Test de la traza								
Ninguno	111,5* (0,00)	164* (0,00)	16,1* (0,04)	25,3 (0,06)	32,4* (0,02)	45,8* (0,02)	10 (0,28)	20 (0,22)
A lo sumo 1	52,5* (0,00)	89* (0,00)	0,19 (0,66)	5,2 (0,56)	9,9 (0,29)	22,7 (0,12)	0,15 (0,69)	6,5 (0,40)
A lo sumo 2	15,3 (0,05)	34,7* (0,00)			0,9 (0,35)	4,2 (0,7)		
A lo sumo 3	2,04 (0,15)	11,9 (0,06)						
Test del máximo autovalor								
Ninguno	59* (0,00)	75* (0,00)	15,9* (0,03)	20,1* (0,04)	22,5* (0,03)	23,1 (0,11)	9,9 (0,22)	13,5 (0,59)
A lo sumo 1	37,3* (0,0)	54* (0,00)	0,19 (0,66)	5,2 (0,56)	9 (0,29)	18,4 (0,07)	0,15 (0,69)	6,5 (0,40)
A lo sumo 2	13,2 (0,07)	22,9* (0,01)			0,9 (0,35)	4,25 (0,70)		
A lo sumo 3	2,04 (0,15)	11,9 (0,06)						
<i>P-value en ().</i>								
<i>*: rechaza hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significancia de 0,05%.</i>								
<i>El número de rezagos se determinó en base a SIC (se testea con otros criterios y por lo general coinciden).</i>								

Cuadro IV.28. Muestra SA8: test de Kao

Rezagos	Modelo: PBI no exportable		Modelo: PBI exportable	
	Multivariado	Bivariado	Multivariado	Bivariado
AIC	-4,29* (0,00)	-2,28* (0,01)	-4,38* (0,00)	-2,10* (0,02)
SIC y HQIC	-4,29* (0,00)	-2,28* (0,01)	-4,38* (0,00)	-3,8* (0,00)
MAIC	-4,92* (0,00)	-3,77* (0,00)	-2,36* (0,01)	2,57* (0,00)
<i>P-value en ().</i>				
<i>*/**/: rechaza hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significancia de 0,05/0,10% respectivamente.</i>				
<i>Los distintos criterios de selección de rezagos concuerdan en que el máximo número de rezagos a incluir es 5, aunque el número de rezagos entre países no es inequívoco.</i>				

Cuadro IV.29. Muestra SA8: test de Pedroni

	Series originales				Componentes idiosincráticos			
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
	<i>Modelo PBI no exportable</i>							
	<i>Multivariado</i>		<i>Bivariado</i>		<i>Multivariado</i>		<i>Bivariado</i>	
Panel v	1,42** (0,08)	1,08 (0,14)	0,68 (0,25)	4,19* (0,00)	-1,2 (0,88)	0,68 (0,25)	-0,46 (0,68)	-1,39 (0,92)
Panel rho	-0,33 (0,37)	1,33 (0,91)	-1,7* (0,04)	0,17 (0,57)	0,80 (0,79)	-0,16 (0,43)	0,08 (0,53)	0,91 (0,82)
Panel PP	-1,28** (0,10)	0,31 (0,62)	-2,07* (0,02)	-0,36 (0,36)	-0,14 (0,44)	-2,29* (0,01)	-0,77 (0,22)	-0,34 (0,37)
Panel ADF	-0,92 (0,18)	0,49 (0,69)	-2,18* (0,01)	-0,76 (0,22)	-0,40 (0,34)	-2,68* (0,00)	-0,12 (0,45)	0,05 (0,52)
Grupo rho	0,33 (0,63)	1,59 (0,94)	-0,57 (0,28)	1,36 (0,91)	1,71 (0,96)	0,69 (0,75)	1,14 (0,87)	0,72 (0,96)
Grupo PP	-1,58** (0,06)	-0,27 (0,39)	-1,41** (0,08)	0,68 (0,75)	0,29 (0,62)	-2,72* (0,00)	-0,55 (0,29)	0,46 (0,68)
Grupo ADF	-1,52** (0,06)	-0,93 (0,17)	-2,35* (0,01)	-0,03 (0,49)	-0,10 (0,46)	-2,99* (0,00)	0,10 (0,54)	-0,36 (0,36)
<i>Modelo PBI exportable</i>								
	<i>Multivariado</i>		<i>Bivariado</i>		<i>Multivariado</i>		<i>Bivariado</i>	
Panel v	1,12 (0,13)	6,06* (0,00)	0,09 (0,46)	6,73* (0,00)	-0,27 (0,61)	0,90 (0,18)	0,60 (0,27)	-1,13 (0,87)
Panel rho	-1,29** (0,10)	1,67 (0,95)	-1,88* (0,03)	1,40 (0,92)	1,47 (0,93)	0,05 (0,52)	0,35 (0,64)	1,0 (0,84)
Panel PP	-2,48* (0,01)	1,15 (0,87)	-2,41* (0,01)	1,14 (0,87)	1,83 (0,97)	-1,45** (0,07)	0,44 (0,67)	0,09 (0,54)
Panel ADF	-2,35* (0,01)	1,68 (0,95)	-3,01* (0,00)	-0,21 (0,41)	2,28 (0,99)	-1,53** (0,06)	0,58 (0,72)	-0,25 (0,40)
Grupo rho	-0,47 (0,32)	1,51 (0,93)	-0,35 (0,36)	2,28 (0,99)	2,14 (0,98)	1,25 (0,89)	1,09 (0,86)	1,64 (0,95)
Grupo PP	-2,24* (0,01)	-0,42 (0,33)	-1,47** (0,07)	1,98 (0,98)	2,16 (0,98)	-0,56 (0,29)	0,90 (0,82)	0,72 (0,76)
Grupo ADF	-1,97* (0,02)	-0,19 (0,42)	-3,07* (0,00)	1,13 (0,87)	2,7 (0,99)	-0,85 (0,20)	1,04 (0,85)	0,73 (0,77)

P-value en (). Para el caso de los tests de Pedroni paramétricos (ADF panel y grupo), de acuerdo al criterio SIC el máximo número de rezagos a incluir es 6. Los tests utilizando otros criterios de selección de rezagos arrojan resultados similares.
 */** : rechaza hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significancia de 0,05/0,10% respectivamente.

Cuadro IV.30. Muestra SA8: test de Westerlund

	Con constante				Con constante y tendencia			
	Valor	Z-value	P-value	P-value robusto	Valor	Z-value	P-value	P-value robusto
<i>Modelo multivariado, PBI no exportable</i>								
Gt	-0,36	5,61	1,00	0,92	-0,65	6,65	1,00	0,64
Ga	-1,67	3,74	1,00	0,44	-0,29	5,36	1,00	0,53
Pt	-4,25	1,11	0,87	0,15	-4,25	5,86	1,00	0,09**
Pa	-2,51	2,13	0,98	0,06**	-0,16	4,46	1,00	0,1**
<i>Modelo bivariado, PBI no exportable</i>								
Gt	-1,85	-0,22	0,41	0,52	-2,53	-0,57	0,28	0,56
Ga	-5,1	1,06	0,85	0,66	-7,85	1,73	0,96	0,78
Pt	-3,72	0,37	0,65	0,63	-5,88	0,11	0,54	0,58
Pa	-3,58	0,42	0,66	0,61	-6,96	0,91	0,82	0,69
<i>Modelo multivariado, PBI exportable</i>								
Gt	-1,61	1,31	0,91	0,91	-2,72	-0,66	0,25	0,75
Ga	-2,54	2,97	0,99	0,99	-7,27	2,45	0,99	0,77
Pt	-3,56	1,24	0,89	0,75	-5,39	1,2	0,88	0,84
Pa	-3,52	1,18	0,88	0,66	-4,36	2,56	0,99	0,92
<i>Modelo bivariado, PBI exportable</i>								
Gt	1,65	0,41	0,66	0,61	-2,46	-0,31	0,38	0,76
Ga	-4,51	1,37	0,91	0,78	-8,36	1,52	0,94	0,92
Pt	-3,40	0,69	0,76	0,76	-6,41	-0,5	0,31	0,91
Pa	-3,49	0,47	0,68	0,64	-8	0,43	0,67	0,93

Los valores de p-value robusto fueron estimados por un proceso de bootstrap con 800 repeticiones.
 */** : rechaza hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significancia de 0,05/0,10% respectivamente.
 El número de rezagos fue elegido de acuerdo al criterio AIC.

Cuadro IV.31. Muestra SA8: componentes comunes, test de Johansen

	Modelo PBI no exportable				Modelo PBI exportable			
	Multivariado		Bivariado		Multivariado		Bivariado	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
<i>Test de la traza</i>								
Ninguno	47,1 (0,06)	65,8* (0,03)	12 (0,15)	22,5 (0,12)	28,8 (0,06)	47,4* (0,02)	13,6 (0,09)	23,8 (0,09)
A lo sumo 1	24,7 (0,17)	34,6 (0,26)	0,12 (0,73)	6,5 (0,40)	11,7 (0,17)	16,8 (0,43)	0,01 (0,94)	7,4 (0,31)
A lo sumo 2	7,2 (0,56)	16,9 (0,42)			0,15 (0,70)	4,5 (0,67)		
A lo sumo 3	1,5 (0,22)	3,2 (0,85)						
<i>Test del máximo autovalor</i>								
Ninguno	22,4 (0,20)	31,2 (0,06)	11,9 (0,11)	16 (0,14)	17 (0,17)	30,6* (0,01)	13,6 (0,06)	16,5 (0,13)
A lo sumo 1	17,5 (0,15)	17,7 (0,40)	0,12 (0,73)	6,5 (0,40)	11,6 (0,13)	12,3 (0,39)	0,01 (0,94)	7,4 (0,31)
A lo sumo 2	5,7 (0,65)	13,7 (0,27)			0,15 (0,70)	4,5 (0,67)		
A lo sumo 3	1,5 (0,22)	3,19 (0,85)						
<i>P-value en (). El número de rezagos se determinó en base a SIC (se testea con otros criterios y por lo general coinciden).</i>								
<i>*: rechaza hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significancia de 0,05%.</i>								

IV.2.6.3. Tests de Causalidad a Corto y Largo Plazo

Cuadro IV.32. Muestra LA15: modelo VAR, producto no exportable

	Modelo multivariado						Modelo bivariado		
	XCHN→N		N→XCHN		XCHN→XRM		XCHN→N	N→XCHN	
	GMM Dif	GMM Sis.	GMM Dif.	GMM Sis.	GMM Dif.	GMM Sis.	GMM Dif.	GMM Dif.	GMM Sis.
ΔN_{it-1}	-0,34* (-2,87)	-0,3* (-2,36)	-1,14* (-2,79)	-1,12** (-2,66)	0,53*** (2,02)	0,48*** (1,77)	-0,27*** (-1,9)	-4,22* (-3,12)	-4,08* (-3,35)
$\Delta XCHN_{it-1}$			-0,22* (-5,37)	-0,21* (-5,36)					
$\Delta XCHN_{it-2}$					0,02** (2,31)	0,02** (2,15)			
ΔXRM_{it-2}					-0,26* (-2,73)	-0,22** (-2,27)			
ΔK_{it-1}	0,11* (4,41)	0,12* (4,51)							
<i>Tests de diagnóstico de GMM</i>									
Sargan	167 [0,12]	211 [0,10]	152 [1,00]	156 [1,00]	251 [0,51]	263 [0,55]	160 [0,16]	46 [1,00]	48 [1,00]
Hansen	12,55 [1,00]	12,3 [1,00]	11,7 [1,00]	13,1 [1,00]	13,7 [1,00]	10,3 [1,00]	13,5 [1,00]	15 [1,00]	14 [1,00]
A-B AR(1)	-1,96 [0,05]	-1,96 [0,05]	-2,27 [0,02]	-2,28 [0,02]	-2,42 [0,02]	-2,38 [0,02]	-1,89 [0,06]	-2,3 [0,02]	-2,29 [0,02]
A-B AR(2)	-0,94 [0,35]	-0,84 [0,4]	0,44 [0,66]	0,5 [0,61]	1,69 [0,51]	1,48 [0,14]	-0,97 [0,33]	1,32 [0,19]	1,32 [0,19]
<i>Tests de causalidad</i>									
$\theta_{14}=0$	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\theta_{21}=0$	-	-	7,79* [0,01]	7,1** [0,02]	-	-	-	9,76* [0,01]	11* [0,00]
$\theta_{34}=0$	-	-	-	-	5,33** [0,04]	4,6** [0,05]	-	-	-
Z_{NT}^{HNC}	-	-	2,43* [0,01]	2,39* [0,02]	-1,49 [0,14]	-1,63 [0,10]	-	1,56 [0,12]	1,89*** [0,06]
<i>Estadístico z o t en (), P-value en [].</i>									
<i>*, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente.</i>									
<i>Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.</i>									

Cuadro IV.33. Muestra LA15: modelo VAR, producto exportable

	Modelo multivariado				Modelo bivariado			
	XCHN→NX		NX→XCHN		XCHN→NX		NX→XCHN	
	GMM Dif.	GMM Sis.	GMM Dif.	GMM Sis.	GMM Dif.	GMM Sis.	GMM Dif.	GMM Sis.
ΔNX_{it-1}	0,21** (2,22)	0,31* (4,37)	-2,84* (-3,35)	-2,42* (-3,36)	0,21** (2,22)	0,31* (4,37)	-2,84* (-3,35)	-2,42* (-3,36)
ΔNX_{it-2}	-0,16** (-2,26)				-0,16** (-2,26)			
ΔNX_{it-3}		0,12*** (0,09)				0,12*** (0,09)		
ΔNX_{it-4}		-0,09*** (-1,99)				-0,09*** (-1,99)		
$\Delta XCHN_{it-1}$			-0,27* (-5,02)	-0,25* (-4,46)			-0,27* (-5,02)	-0,25* (-4,46)
<i>Tests de diagnóstico de GMM</i>								
Sargan	154 [0,9]	247 [0,09]	129 [1,00]	132 [1,00]	154 [0,9]	247 [0,09]	129 [1,00]	132 [1,00]
Hansen	14 [1,00]	7,41 [1,00]	12,2 [1,00]	11,8 [1,00]	14 [1,00]	7,41 [1,00]	12,2 [1,00]	11,8 [1,00]
A-B AR(1)	-2,57 [0,01]	-3,32 [0,00]	-2,41 [0,02]	-2,44 [0,01]	-2,57 [0,01]	-3,32 [0,00]	-2,41 [0,02]	-2,44 [0,01]
A-B AR(2)	-0,96 [0,34]	-1,11 [0,27]	0,25 [0,81]	0,4 [0,69]	-0,96 [0,34]	-1,11 [0,27]	0,25 [0,81]	0,4 [0,69]
<i>Tests de causalidad</i>								
$\theta_{14} = 0$	-	-	-	-	-	-	-	-
$\theta_{21} = 0$	-	-	11,26 [0,00]	11,29 [0,00]	-	-	11,26 [0,00]	11,29 [0,00]
Z_{NT}^{HNC}	-	-	-0,01 [0,99]	-0,22 [0,82]	-	-	-0,01 [0,99]	-0,22 [0,82]
<i>Estadístico z o t en (), P-value en [].</i>								
<i>*, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente.</i>								
<i>Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.</i>								

Cuadro IV.34. Muestra LA15: MCE multivariado, producto no exportable

	XCHN→N				N→XCHN				XCHN→XRM			
	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.
E_{t-1}	-0,49* (-4,89)	-0,34* (-5,48)	-0,95* (-15,53)	-0,01 (-1,15)	-0,56* (-7,5)	-0,21* (-3,32)	-0,41* (-7,77)	0,00 (0,93)	-0,30* (-3,86)	-0,15** (-2,09)	-0,17* (-2,87)	0,00*** (1,98)
ΔN_{it-1}											0,35*** (1,97)	
ΔN_{it-2}				-0,09*** (-1,86)								
$\Delta XCHN_{it-1}$	-0,04* (-2,93)		-0,01* (-5,53)			-0,17* (-2,55)	-0,17* (-5,05)	-0,30 (-5,14)				
$\Delta XCHN_{it-2}$	-0,03* (-2,78)	-0,01*** (-1,82)				-0,17* (-3,31)						
$\Delta XCHN_{it-3}$	-0,02*** (-1,66)									0,04** (2,17)		
ΔXRM_{it-2}										-0,13** (-2,36)	-0,12* (-3,81)	
ΔK_{it-1}			-0,20* (-3,71)									
ΔK_{it-2}			-0,11* (-4,08)								-0,20* (-3,33)	-0,15** (-2,16)
ΔK_{it-4}											-0,1*** (-1,76)	
<i>Tests de diagnóstico de GMM</i>												
Sargan			20,52 [0,97]	24,6 [0,92]			190,4 [0,54]	79,2 [1,00]			205 [0,75]	99 [0,92]
Hansen			9,71 [1,00]	11,4 [1,00]			14,9 [1,00]	12,6 [1,00]			7,13 [1,00]	14,14 [1,00]
A-B AR(1)			-1,27 [0,20]	-1,28 [0,20]			-2,44** [0,02]	-2,49* [0,01]			-2,63* [0,01]	-2,13** [0,03]
A-B AR(2)			-1,53 [0,12]	1,07 [0,29]			0,57 [0,57]	-0,09 [0,93]			1,53 [0,13]	-0,71 [0,48]
<i>Tests de causalidad</i>												
$\rho_{14\hat{u}}=0$	10,08** [0,02]	3,3*** [0,07]	30,57* [0,00]	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\rho_{21\hat{u}}=0$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\theta_{34}=0$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	4,72** [0,03]	-	-
Causalidad fuerte	29,4* [0,00]	30,07* [0,00]	648* [0,00]	-	-	-	-	-	-	6,29** [0,04]	-	-
Z_{NT}^{HNC}	0,76 [0,45]	-0,08 [0,94]	-1,32 [0,18]	-	-	-	-	-	-	-0,20 [0,84]	-	-
\bar{t}_{γ_1}	-2** [0,05]	-2,13** [0,03]	-1,19 [0,23]	0,01 [0,99]	-2,84* [0,00]	1,57 [0,12]	-1,61 [0,11]	1,2 [0,23]	-1,5 [0,13]	-1,75*** [0,08]	-0,50 [0,61]	-0,86 [0,39]
P_{γ}	153* [0,00]	117* [0,00]	57,3* [0,00]	75,3* [0,00]	173,5* [0,00]	94,6* [0,00]	73* [0,00]	55,2* [0,00]	85,9* [0,00]	107* [0,00]	18,18 [0,95]	43,17*** [0,06]
<i>Estadístico z o t en (), P-value en [].</i>												
<i>*, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente.</i>												
<i>Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.</i>												

Cuadro IV.35. Muestra LA15: MCE bivariado, producto no exportable

	XCHN→N			N→XCHN			
	MG	PMG	GMM Dif.	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.
Ec_{t-1}	-0,31* (-3,14)	-0,19* (-2,96)	-0,68** (-2,29)	-0,35* (-4,34)	-0,18* (-3,09)	-0,23* (-5,21)	0,00 (0,74)
ΔN_{it-1}	0,21** (2,10)			-3,6* (-4,58)	-3,77* (-3,18)	-2,07* (-5,97)	
ΔN_{it-2}				-3,72** (-2,18)	-3,37** (-2,07)		
ΔN_{it-4}				-2,3** (-2,08)	-2,11*** (-1,81)		
$\Delta XCHN_{it-1}$	-0,03* (-3,54)	-0,02** (-1,83)	-0,06** (-2,69)		-0,19* (-3,28)		-0,35* (10,28)
$\Delta XCHN_{it-2}$	-0,04* (-6,06)	-0,02* (-3,13)	-0,04*** (-1,9)				
$\Delta XCHN_{it-3}$	-0,02** (-2,03)		-0,03*** (-1,8)	0,10** (1,96)			
<i>Tests de diagnóstico de GMM</i>							
Sargan			8,38 [0,87]			102,7 [1,00]	203 [0,59]
Hansen			12,92 [0,53]			7,63 [1,00]	11,9 [1,00]
A-B AR(1)			-1,47 [0,14]			-2,37** [0,02]	-2,52* [0,01]
A-B AR(2)			0,63 [0,53]			1,5 [0,13]	-0,82 [0,41]
<i>Tests de causalidad</i>							
$\rho_{14it}=0$	41,71* [0,00]	9,82* [0,00]	2,65*** [0,09]	-	-	-	-
$\rho_{21it}=0$	-	-	-	31,29* [0,00]	13,38* [0,00]	35,69* [0,00]	-
Causalidad fuerte	43,37* [0,00]	13,11* [0,00]	2,19 [0,12]	34* [0,00]	14,93* [0,00]	22,13* [0,00]	-
Z_{NT}^{HNC}	0,40 [0,68]	0,12 [0,91]	-2,54* [0,01]	1,04 [0,30]	2,47* [0,01]	4,84* [0,00]	-
\bar{t}_{γ_1}	-1,71*** [0,09]	-1,32 [0,18]	-1,38 [0,17]	-1,66 [0,11]	-1,3 [0,19]	-1,56 [0,12]	-1,16 [0,24]
P_Y	108* [0,00]	71,64* [0,00]	71,3* [0,00]	97* [0,00]	98* [0,00]	74,3* [0,00]	50,11* [0,01]
Estadístico z o t en (), P-value en [].							
*, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente.							
Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.							

Cuadro IV.36. Muestra LA15: MCE multivariado, producto exportable

	XCHN→NX				NX→XCHNX			
	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.
$E_{c,t-1}$	-0,11 (-1,56)	0,04** (2,44)	0,02 (0,65)	0,00 (0,90)	-0,49* (-6,62)	-0,32* (-5,34)	-0,42* (-5,57)	0,00 (0,81)
ΔNX_{it-1}			0,3* (3,1)	0,27* (4,08)				
ΔNX_{it-2}	-0,22* (-3,35)		-0,17** (-2,11)		-3,03** (-2,15)	-3,66* (-2,53)	-4,96* (-2,98)	-2,80** (-2,26)
ΔNX_{it-3}			0,15** (2,69)					
ΔNX_{it-4}	-0,36* (-3,99)	-0,33* (-4,43)	-0,14* (-3,54)					
$\Delta XCHN_{it-1}$	-0,02* (-2,72)							-0,34* (-9,98)
$\Delta XCHN_{it-2}$	-0,02* (-3,36)	-0,01* (-2,92)	0,00*** (1,77)					
$\Delta XCHN_{it-3}$			0,00** (2,23)	0,00** (2,67)				
$\Delta XCHN_{it-4}$			0,00** (2,23)	0,00** (1,93)				
ΔK_{it-2}							0,68** (2,31)	
ΔK_{it-4}	0,05* (2,62)	0,05* (-2,19)						
<i>Tests de diagnóstico de GMM</i>								
Sargan			226,6 [0,08]	296 [0,05]			176 [0,99]	232 [0,84]
Hansen			0,99 [1,00]	7,47 [1,00]			10,6 [1,00]	11,8 [1,00]
A-B AR(1)			-2,77 [0,01]	-3,21 [0,00]			-2,42 [0,01]	-2,55 [0,01]
A-B AR(2)			1,76 [0,08]	-1,6 [0,11]			1,35 [0,18]	-0,8 [0,42]
<i>Tests de causalidad</i>								
$\rho_{14\hat{u}}=0$	11,57* [0,00]	11* [0,00]	3,45** [0,04]	4,45** [0,03]	-	-	-	-
$\rho_{21\hat{u}}=0$	-	-	-	-	4,63** [0,03]	6,39* [0,01]	8,89* [0,01]	5,13** [0,04]
Causalidad fuerte	11,64* [0,01]	25,27* [0,00]	3,45** [0,03]	3,25** [0,05]	48,76* [0,00]	30,59* [0,00]	15,98* [0,00]	2,99** [0,08]
Z_{NT}^{HNC}	-0,17* [0,87]	-0,93* [0,35]	-3,58* [0,00]	-3* [0,00]	-0,09 [0,93]	-0,05 [0,96]	-2,27** [0,02]	-1,43 [0,15]
\bar{t}_{γ}	-0,46 [0,64]	0,60 [0,55]	0,47 [0,64]	0,43 [0,67]	-2,34** [0,02]	-2,04** [0,05]	-1,71*** [0,09]	-1,58 [0,11]
P_{γ}	56,6* [0,00]	50,78* [0,01]	43,45** [0,05]	29,5 [0,49]	141* [0,00]	125* [0,00]	76,68* [0,00]	72,7* [0,00]
<i>Estadístico z o t en (), P-value en [].</i>								
<i>*, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente.</i>								
<i>Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.</i>								

Cuadro IV.37. Muestra LA15: MCE bivariado, producto exportable

	XCHN→NX				NX→XCHN			
	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.
$E_{C,t-1}$	-0,15* (-3,29)	-0,07* (-2,62)	-0,03 (-1,56)	0,00** (2,26)	-0,41* (-5,89)	-0,30* (-4,22)	-0,44* (-4,04)	0,00*** (1,97)
ΔNX_{it-1}		0,20* (3,23)	0,33* (4,03)	0,33* (3,95)	-5,38** (-2,25)	-5,1* (-2,49)	-3,11** (-2,17)	-1,57** (-2,21)
ΔNX_{it-2}	-0,18** (-2,21)		-0,16*** (-1,96)	-0,17*** (-1,85)	-7,91* (-2,78)	-6,72* (-2,63)	-2,71*** (-1,75)	
ΔNX_{it-3}			0,14** (2,44)	0,16* (3,08)				
ΔNX_{it-4}	-0,18* (-3,81)		-0,12* (-3,13)	-0,11* (-2,94)	-9,86*** (-1,74)	-9,18** (-1,99)		
$\Delta XCHN_{it-1}$	-0,02* (-2,9)		-0,01** (-2,55)					-0,35* (-10,29)
$\Delta XCHN_{it-2}$	-0,02* (-3,48)			0,00*** (1,77)				
$\Delta XCHN_{it-3}$				0,00** (2,4)	0,08** (2,25)	0,08** (2,13)		
$\Delta XCHN_{it-4}$				0,00** (2,45)				
<i>Tests de diagnóstico de GMM</i>								
Sargan			236,5 [0,20]	244,5 [0,07]			61,23 [0,15]	245,5 [0,77]
Hansen			2,66 [1,00]	0,86 [1,00]			10,37 [1,00]	10,54 [1,00]
A-B AR(1)			-2,85 [0,00]	-2,84 [0,00]			-2,27 [0,02]	-2,51 [0,01]
A-B AR(2)			1,45 [0,15]	1,92 [0,05]			1,27 [0,20]	-0,81 [0,42]
<i>Tests de causalidad</i>								
$\rho_{14it}=0$	13,22* [0,00]	-	6,52** [0,02]	5,43* [0,01]	-	-	-	-
$\rho_{21it}=0$	-	-	-	-	19,91* [0,00]	14,87* [0,00]	3,07*** [0,07]	4,9** [0,04]
Causalidad fuerte	14,37* [0,00]	-	3,53*** [0,05]	4,15** [0,02]	38,87* [0,00]	23,22* [0,00]	10,97* [0,00]	5,53** [0,02]
Z_{NT}^{HNC}	0,16 [0,87]	-	-4,12* [0,00]	-3,65* [0,00]	0,35 [0,73]	0,55 [0,58]	-1,43 [0,15]	0,50 [0,62]
\bar{t}_{γ_1}	-1,04 [0,29]	-0,77 [0,44]	-0,55 [0,58]	-0,40 [0,69]	-2,02** [0,04]	-2,24** [0,02]	-1,64*** [0,10]	-1,58 [0,11]
P_{γ}	86* [0,00]	55* [0,00]	52,9* [0,01]	54,46* [0,00]	124* [0,00]	173* [0,00]	77,85* [0,00]	71,87* [0,00]
<i>Estadístico z o t en (), P-value en [].</i>								
<i>*, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente.</i>								
<i>Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.</i>								

Cuadro IV.38. Muestra SA8: modelo VAR, producto no exportable

	Multivariado				Bivariado	
	XCHN→N		N→XCHN		N→XCHN	
	GMM Dif.	GMM Sis.	GMM Dif.	GMM Sis.	GMM Dif.	GMM Sis.
ΔN_{it-1}			-1** (-2,56)	-0,97** (-2,79)		
ΔN_{it-2}			1,6** (2,8)	1,62** (2,88)	1,42** (2,65)	1,3*** (2,26)
ΔN_{it-4}	-0,23** (-2,71)	-0,19*** (-2,08)				
$\Delta XCHN_{it-2}$					-0,11** (-2,6)	-0,11** (-2,91)
ΔXRM_{it-1}			-0,79*** (-2,08)	-0,76*** (-2,16)		
ΔK_{it-1}	0,07* (6,97)	0,07* (7,07)				
ΔK_{it-3}			-0,46** (-2,84)	-0,45** (-2,7)		
ΔK_{it-4}	0,06** (2,45)	0,06** (2,59)				
<i>Tests de diagnóstico de GMM</i>						
Sargan	181 [0,56]	194 [0,46]	168 [0,95]	169 [0,98]	159 [0,99]	163 [0,99]
Hansen	5,83 [1,00]	5,21 [1,00]	3,73 [1,00]	5,52 [1,00]	7,17 [1,00]	5,19 [1,00]
A-B AR(1)	-1,73 [0,08]	-1,74 [0,08]	-1,35 [0,18]	-1,36 [0,17]	-1,44 [0,15]	-1,43 [0,15]
A-B AR(2)	-1,18 [0,24]	-1,2 [0,24]	-2,0 [0,05]	-2,02 [0,05]	0,89 [0,37]	0,88 [0,38]
<i>Tests de causalidad</i>						
$\theta_{14\tilde{u}}=0$	-	-	-	-	-	-
$\theta_{21\tilde{u}}=0$	-	-	21* [0,00]	23* [0,00]	7,05 [0,03]	5,11*** [0,06]
Z_{NT}^{HNC}	-	-	-1,36 [0,17]	-1,45 [0,15]	-0,02 [0,98]	0,14 [0,89]
Estadístico z o t en (), P-value en [].						
*, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente.						
Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.						

Cuadro IV.39. Muestra SA8: modelo VAR bivariado, producto exportable

	NX→XCHN	
	GMM Dif.	GMM Sis.
ΔNX_{it-1}	-1,64* (-3,58)	-1,6* (-3,41)
ΔNX_{it-2}	1,61** (2,97)	1,66** (3,21)
ΔNX_{it-4}	-1,29** (-2,41)	-1,17*** (-2)
$\Delta XCHN_{it-2}$	-0,13** (-2,62)	-0,13** (-2,45)
<i>Tests de diagnóstico de GMM</i>		
Sargan	152 [0,96]	153 [0,98]
Hansen	3,31 [1,00]	1,7 [1,0]
A-B AR(1)	-1,47 [0,14]	-1,47 [0,14]
A-B AR(2)	-0,19 [0,85]	-0,29 [0,77]
<i>Tests de causalidad</i>		
$\theta_{14\tilde{u}}=0$	-	-
$\theta_{21\tilde{u}}=0$	5,7** [0,02]	4,97** [0,04]
Z_{NT}^{HNC}	-2,8* [0,00]	-2,86* [0,00]
Estadístico z o t en (), P-value en [].		
*, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente.		
Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.		

Cuadro IV.40. Muestra SA8: MCE multivariado, producto no exportable

	XCHN→N				N→XCHN				XCHN→XRM			
	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.	MG	PM	GMM Dif.	GMM Sis.
E_{Ct-1}	-0,44* (-2,74)	-0,28* (-3,14)	-0,31* (-4,14)	0,00 (0,68)	-0,35* (-6,48)	-0,25* (-2,53)	-0,20* (-3,49)	0,001** (2,40)	-0,22** (-2,04)	-0,08** (-2,35)	-0,10* (-3,33)	0,001** (3,02)
ΔN_{it-1}		0,13** (2,18)			-2,43** (-2,14)	-2** (-2,14)	-1,13** (-2,55)	-0,78*** (-2,0)	-0,69* (-2,97)	-0,55* (-2,59)	-0,55** (-2,92)	
ΔN_{it-2}								1,58* (3,56)			0,42*** (2,09)	0,56** (2,34)
ΔN_{it-3}												0,10** (2,57)
ΔN_{it-4}		-0,18* (-3,84)	-0,10* (-3,38)	-0,19*** (-2,02)	-2,73* (-2,45)	-2,83* (-4,42)	-0,94*** (-2,12)	-1,08** (-2,32)			-0,21** (-2,37)	
$\Delta XCHN_{it-1}$	-0,06** (-2,12)	-0,05** (-2,11)							0,05* (2,49)	0,02** (2,07)		
$\Delta XCHN_{it-2}$	-0,07* (-3,04)	-0,05* (-3,1)									-0,02* (-3,18)	
$\Delta XCHN_{it-3}$	-0,03* (-2,49)	-0,02* (-2,67)										
$\Delta XCHN_{it-4}$	-0,03* (-2,49)	-0,02*** (-1,78)					0,08* (4,82)					
ΔXRM_{it-1}		0,09* (-1,78)			-0,96** (-2,11)		-1,10* (-3,59)	-0,78** (-2,37)	-0,20*** (-1,87)			
ΔXRM_{it-2}											0,13** (2,54)	
ΔXRM_{it-3}									-0,22** (-2,18)			
ΔXRM_{it-4}					-0,83** (-1,92)		-0,87** (2,36)	-0,71*** (-2,13)	-0,18** (-2,29)			
ΔK_{it-1}				0,07* (7,26)					0,33* (2,63)	0,30* (4,46)	0,17** (2,53)	
ΔK_{it-2}		-0,06*** (-1,6)					0,46** (2,36)		0,17* (2,63)		-0,16** (-2,12)	-0,24** (-2,84)
ΔK_{it-3}								-0,40** (-2,63)	0,18* (2,97)	0,14* (6,09)		
ΔK_{it-4}				0,06** (2,45)					0,10* (3,00)			-0,11** (-3,12)
Tests de diagnóstico de GMM												
Sargan			195 [0,10]	202 [0,30]			183,4 [0,60]	173 [0,89]			188 [0,49]	181 [0,69]
Hansen			6,84 [1,00]	1,79 [1,00]			0,14 [1,00]	0,00 [1,00]			0,00 [1,00]	0,94 [1,00]
A-B AR(1)			-1,67 [0,10]	-1,73 [0,08]			-1,38 [0,16]	-1,31 [0,19]			-1,79 [0,07]	-1,89 [0,06]
A-B AR(2)			-1,45 [0,15]	-1,2 [0,24]			-2,31 [0,02]	-2,13 [0,03]			0,53 [0,60]	1,74 [0,08]
Tests de causalidad												
$\rho_{14i\bar{u}}=0$	12,08** (0,02)	10,5** [0,03]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\rho_{21i\bar{u}}=0$	-	-	-	-	5,99** [0,05]	21,82* [0,00]	3,67*** [0,07]	9,83* [0,01]	-	-	-	-
$\rho_{34i\bar{u}}=0$	-	-	-	-	-	-	-	-	6,2* [0,01]	4,27** [0,04]	10,12* [0,01]	-
Causalidad fuerte	12,02* [0,01]	12,28** [0,03]	-	-	42,68* [0,00]	23,84* [0,00]	4,53** [0,04]	11,7* [0,00]	15,64* [0,00]	10,55* [0,00]	24,34* [0,00]	-
Z_{NT}^{HNC}	7,33* [0,00]	6,85* [0,00]	-	-	0,48 [0,63]	0,37 [0,71]	-2,17** [0,03]	-1,78*** [0,08]	-2,74* [0,00]	-1,0 [0,16]	-1,8*** [0,07]	-
\bar{t}_{Y1}	-2,13** [0,03]	-2,57* [0,01]	-2,09** [0,04]	-1,82*** [0,07]	-2,02** [0,04]	-1,66*** [0,10]	-1,44 [0,15]	-1,37 [0,17]	-1,06 [0,14]	-2,05** [0,02]	-1,51 [0,13]	-1,61 [0,11]
p_Y	82,6* [0,00]	94,32* [0,00]	59,2* [0,00]	50* [0,00]	52,32* [0,00]	49,71* [0,00]	33,6* [0,00]	34,6* [0,00]	40,71* [0,00]	60,62* [0,00]	34,2* [0,00]	41* [0,00]
Estadístico z o t en (), P -value en []. *, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente. Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.												

Cuadro IV.41. Muestra SA8: MCE biviado, producto no exportable

	XCHN→N				N→XCHN			
	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.
EC_{t-1}	-0,21* (-3,25)	-0,13* (-2,83)	-0,14** (-2,41)	0,01*** (2,25)	-0,27* (-3,17)	-0,22* (-2,69)	-0,24* (-4,17)	0,00** (2,63)
ΔN_{it-1}	0,16* (3,30)	0,21* (3,39)	0,14*** (1,94)		-2,47* (-2,96)	-2,11** (-2,26)	-1,37*** (-2,04)	
ΔN_{it-2}								1,42*** (2,22)
ΔN_{it-4}				-0,11*** (0,10)	-3,2* (-3,7)	-2,81* (-4,31)	-1,43** (-2,59)	
$\Delta XCHN_{it-1}$	-0,04** (-2,03)		-0,02*** (-2,06)					
$\Delta XCHN_{it-2}$	-0,05* (-3,55)	-0,02* (-3,26)	-0,02* (-3,32)					
$\Delta XCHN_{it-3}$	-0,02* (-2,76)		-0,01*** (-1,97)					
$\Delta XCHN_{it-4}$	-0,02* (-2,97)	-0,01** (-1,93)	-0,01*** (-1,94)				0,07* (3,96)	
<i>Tests de diagnóstico de GMM</i>								
Sargan			208 [0,18]	218,2 [0,02]			178 [0,61]	145 [0,99]
Hansen			0,01 [1,00]	6,06 [1,00]			4,08 [1,00]	6,37 [1,00]
A-B AR(1)			-2,10 [0,04]	-1,64 [0,10]			-1,54 [0,12]	-1,4 [0,99]
A-B AR(2)			-0,91 [0,36]	-1,27 [0,20]			-2,04 [0,04]	-0,3 [0,76]
<i>Tests de causalidad</i>								
$\rho_{14\hat{u}}=0$	13,6* [0,01]	11,07* [0,00]	36,16* [0,00]	-	-	-	-	-
$\rho_{21\hat{u}}=0$	-	-	-	-	14,34* [0,00]	20,93* [0,00]	3,36*** [0,09]	4,94*** [0,06]
Causalidad fuerte	17,27* [0,00]	14,04* [0,00]	36,49* [0,00]	-	18,37* [0,00]	25,09* [0,00]	8,94* [0,01]	15,41* [0,00]
Z_{NT}^{HNC}	3,79* [0,00]	-1,89*** [0,06]	-2,93* [0,00]	-	0,02 [0,98]	0,36 [0,72]	-1,83*** [0,07]	-0,15 [0,88]
\bar{t}_{γ_1}	-1,94** [0,05]	-1,4 [0,16]	-1,4 [0,15]	-1,32 [0,19]	-1,81*** [0,07]	-1,64*** [0,10]	-1,5 [0,13]	-1,63*** [0,10]
P_{γ}	60,42* [0,00]	35,26* [0,00]	31,73* [0,01]	30,46* [0,01]	53,52* [0,00]	51,46* [0,00]	33,33* [0,01]	30,71* [0,00]
<i>Estadístico z o t en (), P-value en [].</i>								
*, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente.								
Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.								

Cuadro IV.42. Muestra SA8: MCE multivariado, producto exportable

	XCHN→NX				NX→XCHN			
	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.
$E_{C_{t-1}}$	0,04 (0,67)	0,08** (0,02)	0,00 (0,13)	0,00 (-0,55)	-0,37* (-5,84)	-0,27* (-2,92)	-0,26** (-3,00)	0,00** (2,76)
ΔNX_{it-1}	0,30* (2,68)	0,35* (3,52)	0,60* (6,43)	0,61* (6,63)				
ΔNX_{it-3}					4,72*** (1,68)			
ΔNX_{it-4}	-0,16** (-2,11)		-0,11* (-5,66)	-0,09** (-2,64)		-2,63* (-2,90)	-1,12** (-2,28)	
$\Delta XCHN_{it-2}$	-0,01** (-2,24)	-0,01*** (-1,78)						-0,12** (-2,73)
$\Delta XCHN_{it-3}$					0,11** (1,93)	0,12** (2,26)	0,11* (4,68)	
$\Delta XCHN_{it-4}$	-0,01** (-2,05)	-0,01** (-1,93)					0,11* (6,23)	
ΔK_{it-1}			-0,07* (-3,33)	-0,08* (-3,34)				-0,32*** (-1,93)
ΔK_{it-2}			-0,05** (-2,62)	-0,05** (-2,52)	0,64*** (1,63)		0,51*** (2,16)	0,57** (2,7)
ΔK_{it-3}		0,03** (2,18)			-0,71** (-2,07)			-0,40* (-4,09)
ΔK_{it-4}	0,04** (2,23)							
<i>Tests de diagnóstico de GMM</i>								
Sargan			194 [0,36]	205 [0,32]			181 [0,62]	161 [0,97]
Hansen			0,32 [1,00]	0,63 [1,00]			-2,05 [0,04]	0,92 [1,00]
A-B AR(1)			-2,35 [0,02]	-2,39 [0,02]			-1,49 [0,14]	-1,45 [0,15]
A-B AR(2)			0,45 [0,65]	0,27 [0,79]			-2,05 [0,04]	0,14 [0,89]
<i>Tests de causalidad</i>								
$\rho_{14\hat{u}}=0$	6,67** [0,04]	10,7* [0,00]	-	-	-	-	-	-
$\rho_{21\hat{u}}=0$	-	-	-	-	2,84*** [0,09]	8,41* [0,00]	5,22** [0,05]	-
Causalidad fuerte	27,15* [0,00]	16,68* [0,00]	-	-	35,88* [0,00]	13,44* [0,00]	5,24** [0,03]	-
Z_{NT}^{HNC}	-2,02** [0,04]	-1,99** [0,05]	-	-	-0,22 [0,82]	-0,57 [0,57]	-1,57 [0,12]	-
$\bar{\epsilon}_{Y_1}$	0,27 [0,79]	1,32 [0,19]	-0,07 [0,94]	-0,07 [0,94]	-2,22** [0,03]	-2,22** [0,03]	-1,84*** [0,07]	-1,49 [0,14]
P_Y	16,2 [0,44]	39,39* [0,00]	14,97 [0,53]	15 [0,53]	62,86* [0,00]	62,86* [0,00]	43,4* [0,00]	41* [0,00]
<i>Estadístico z o t en (), P-value en [].</i>								
<i>*, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente.</i>								
<i>Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.</i>								

Cuadro IV.43. Muestra SA8: MCE bivariado, producto exportable

	XCHN→NX				NX→XCHN			
	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.	MG	PMG	GMM Dif.	GMM Sis.
$E_{c,-1}$	-0,08** (-1,89)	-0,04** (-2,10)	-0,05** (-2,58)	0,00 (1,26)	-0,37* (-4,55)	-0,27* (-2,98)	-0,28* (-5,08)	0,00 (1,23)
ΔNX_{it-1}	0,24** (2,28)	0,22* (2,88)	0,36* (4,31)	0,37* (4,55)	-2,13** (-1,84)		-1,59** (-2,96)	-1,58** (-3,01)
ΔNX_{it-2}	-0,15** (-2,07)		-0,12** (-2,39)	-0,14*** (-1,93)				1,76** (3,06)
ΔNX_{it-4}	-0,12** (-2,3)	-0,08*** (-1,84)			-2,98* (-2,73)	-3,14* (-2,69)	-1,75* (-3,40)	
$\Delta XCHN_{it-1}$			-0,01*** (-2,04)					
$\Delta XCHN_{it-2}$	-0,01** (-2)	-0,01* (-2,86)	-0,01*** (-1,97)					-0,12** (-2,57)
$\Delta XCHN_{it-3}$					0,12*** (1,83)	0,14** (2,28)	0,12* (3,24)	
$\Delta XCHN_{it-4}$	-0,01*** (-1,63)				0,15* (3,46)	0,15* (3,34)	0,11* (9,28)	0,05*** (2,02)
<i>Tests de diagnóstico de GMM</i>								
Sargan			209,5 [0,29]	203 [0,44]			177 [0,6]	160,25 [0,95]
Hansen			1,00 [1,00]	7,47 [1,00]			2,74 [1,00]	1,02 [1,00]
A-B AR(1)			-2,38 [0,02]	-2,28 [0,02]			-1,51 [0,13]	-1,49 [0,14]
A-B AR(2)			-0,78 [0,43]	-0,48 [0,63]			-1,66 [0,10]	-0,76 [0,45]
<i>Tests de causalidad</i>								
$\rho_{14\hat{u}}=0$	5,11*** [0,08]	8,16* [0,00]	2,99 [0,11]	-	-	-	-	-
$\rho_{21\hat{u}}=0$	-	-	-	-	22,9* [0,00]	7,23* [0,00]	9,35* [0,00]	5,55** [0,04]
Causalidad fuerte	40,83* [0,00]	17,77* [0,00]	3,95** [0,05]	-	35,74* [0,00]	14,07* [0,00]	9,6* [0,00]	5,35** [0,03]
Z_{NT}^{HNC}	-1,14 [0,25]	-2,44** [0,02]	-0,26 [0,79]	-	0,34 [0,73]	-0,12 [0,45]	-2,3** [0,02]	-3,46* [0,00]
$\bar{\tau}_v$	-0,84 [0,40]	-0,95 [0,34]	-1,12 [0,26]	-0,94 [0,34]	-2,19** [0,03]	-1,94** [0,05]	-1,62*** [0,10]	-1,22 [0,22]
P_γ	30,55** [0,02]	26,53** [0,05]	26,7** [0,04]	25,3** [0,06]	64,27* [0,00]	60,41* [0,00]	34,7* [0,00]	28,3** [0,03]
<i>Estadístico z o t en (), P-value en [].</i>								
<i>*, **, ***: indica significancia a 0,01, 0,05 y 0,10% respectivamente.</i>								
<i>Las dinámicas a corto plazo insignificantes fueron eliminadas y por lo tanto no se reportan.</i>								

IV.2.6.4. Elasticidad a Largo Plazo

Para el método DOLS se empleó el criterio SIC para la selección del número óptimo de rezagos. También se realizaron las regresiones empleando otros criterios de información y los resultados son similares.⁸⁸

⁸⁸ También se aplicó el procedimiento de “prewhitening” previamente y los resultados se mantienen.

Cuadro IV.44. Muestra LA15: elasticidad del producto no exportable

	Modelo multivariado			Modelo bivariado		
	DOLS	FMOLS	CCEMG	DOLS	FMOLS	CCEMG
XCHN _{it}	0,02* (0,04)	0,02* (0,00)	-0,01 (0,82)	0,12* (0,00)	0,12* (0,00)	-0,01 (0,40)
XRM _{it}	-0,02 (0,57)	0,01 (0,63)	-0,22* (0,00)			
K _{it}	0,51* (0,00)	0,46* (0,00)	0,24* (0,00)			
Test de Wald	0,97 (0,33)	0,17 (0,68)	14,9* (0,00)			
Factores idiosincráticos						
XCHN _{it}	0,02 (0,42)	-0,01 (0,69)		0,01 (0,89)	0,01 (0,57)	
XRM _{it}	0,02 (0,86)	0,12* (0,02)				
K _{it}	0,28* (0,01)	0,21* (0,00)				
Test de Wald	0,01 (0,96)	5,21* (0,02)				
Variables netas de los promedios transversales						
XCHN _{it} '	-0,02 (0,20)	0,01 (0,76)		0,01 (0,30)	0,01 (0,29)	
XRM _{it} '	-0,23* (0,00)	-0,22* (0,00)				
K _{it} '	0,27* (0,00)	0,24* (0,00)				
Test de Wald	32,9* (0,00)	92,6* (0,00)				
P-value en (). * Indica significancia a un nivel de 0,05%. Para el test de Wald, indica rechazo de la hipótesis nula de que las elasticidades de las exportaciones a China y al resto del mundo son iguales a un nivel de significancia de 0,05%.						

Cuadro IV.45. Muestra LA15: elasticidad del producto exportable

	Modelo multivariado			Modelo bivariado		
	DOLS	FMOLS	CCEMG	DOLS	FMOLS	CCEMG
XCHN _{it}	0,06* (0,00)	0,06* (0,00)	0,01 (0,86)	0,14* (0,00)	0,14* (0,00)	0,01 (0,96)
K _{it}	0,53* (0,00)	0,50* (0,00)	0,18* (0,00)			
Factores idiosincráticos						
XCHN _{it}	0,01 (0,25)	0,01* (0,05)		0,01 (0,16)	0,01 (0,07)	
K _{it}	0,12* (0,00)	0,11* (0,00)				
Variables netas de los promedios transversales						
XCHN _{it} '	-0,02* (0,05)	-0,01* (0,01)		-0,01 (0,69)	-0,01 (0,69)	
K _{it} '	0,23* (0,00)	0,23* (0,00)				
P-value en (). * Indica significancia a un nivel de 0,05%.						

Cuadro IV.46. Muestra SA8: elasticidad del producto no exportable

	Modelo multivariado			Modelo bivariado		
	DOLS	FMOLS	CCEMG	DOLS	FMOLS	CCEMG
XCHN _{it}	-0,01 (0,43)	0,01 (0,69)	0,01 (0,69)	0,16* (0,00)	0,17* (0,00)	-0,01 (0,55)
XRM _{it}	0,16* (0,00)	0,16* (0,00)	0,01 (0,91)			
K _{it}	0,40* (0,00)	0,38* (0,00)	0,25* (0,00)			
Test de Wald	25,6* (0,00)	34,5* (0,00)	0,00 (0,99)			
Factores idiosincráticos						
XCHN _{it}	0,30* (0,00)	0,20* (0,00)		0,04 (0,72)	-0,01 (0,95)	
XRM _{it}	0,17* (0,00)	0,16* (0,00)				
K _{it}	0,46* (0,00)	0,27* (0,00)				
Test de Wald	2,83 (0,09)	0,36 (0,55)				
Variables netas de los promedios transversales						
XCHN _{it} '	0,02 (0,24)	0,01 (0,63)		0,03 (0,19)	0,02 (0,28)	
XRM _{it} '	0,02 (0,76)	0,06 (0,11)				
K _{it} '	0,28* (0,00)	0,23* (0,00)				
Test de Wald	0,00 (0,98)	2,14 (0,14)				
<i>P-value en ().</i>						
<i>* Indica significancia a un nivel de 0,05%. Para el test de Wald, indica rechazo de la hipótesis nula de que las elasticidades de las exportaciones a China y al resto del mundo son iguales a un nivel de significancia de 0,05%.</i>						

Cuadro IV.47. Muestra SA8: elasticidad del producto exportable

	Modelo multivariado			Modelo bivariado		
	DOLS	FMOLS	CCEMG	DOLS	FMOLS	CCEMG
XCHN _{it}	0,06* (0,00)	0,06* (0,00)	-0,01 (0,78)	0,18* (0,00)	0,19* (0,00)	-0,02 (0,31)
K _{it}	0,43* (0,00)	0,44* (0,00)	0,19* (0,00)	-	-	
Factores idiosincráticos						
XCHN _{it}	-0,10* (0,00)	-0,10* (0,00)		-0,12* (0,00)	-0,12* (0,00)	
K _{it}	0,15* (0,00)	0,15* (0,00)				
Variables netas de los promedios transversales						
XCHN _{it} '	-0,02 (0,12)	-0,02* (0,03)		0,01 (0,61)	0,01 (0,73)	
K _{it} '	0,16* (0,00)	0,16* (0,00)				
<i>P-value en ().</i>						
<i>* Indica significancia a un nivel de 0,05%.</i>						

IV.2.6.5. Análisis no Lineal

Cuadro IV.48. Muestra LA15: test de Westerlund y Edgerton

Máximo número de factores comunes	Quiebre	Producto no exportable		Producto exportable	
		<i>Tau_n</i>	<i>Phi_n</i>	<i>Tau_n</i>	<i>Phi_n</i>
0	Nivel	-0,03 (0,49)	1,27 (0,90)	-1,38** (0,08)	-0,5 (0,28)
	Régimen	0,35 (0,64)	1,44 (0,92)	-0,39 (0,35)	0,19 (0,57)
1	Nivel	0,44 (0,67)	1,61 (0,95)	-1,41** (0,08)	-1,54** (0,06)
	Régimen	-0,48 (0,32)	1,09 (0,86)	0,03 (0,51)	-0,29 (0,39)
2	Nivel	-0,72 (0,24)	1,20 (0,88)	-0,16 (0,44)	-0,11 (0,46)
	Régimen	0,51 (0,69)	1,53 (0,94)	0,73 (0,77)	0,55 (0,71)
3	Nivel	-0,13 (0,45)	1,49 (0,93)	0,98 (0,84)	0,28 (0,61)
	Régimen	-2,73* (0,00)	-1,92* (0,03)	-1,54** (0,06)	-2,29* (0,01)

P-value en ().
 */** : rechaza hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significancia de 0,05/0,10% respectivamente.

Cuadro IV.49. Muestra SA8: test de Westerlund y Edgerton

Máximo número de factores comunes	Quiebre	Producto no exportable		Producto exportable	
		<i>Tau_n</i>	<i>Phi_n</i>	<i>Tau_n</i>	<i>Phi_n</i>
0	Nivel	-2,2* (0,01)	-0,89 (0,18)	-1,05 (0,15)	-0,06 (0,47)
	Régimen	-1,51** (0,07)	-0,65 (0,26)	-0,62 (0,27)	0,00 (0,50)
1	Nivel	-1,43** (0,08)	-0,49 (0,31)	0,19 (0,58)	0,68 (0,75)
	Régimen	-0,83 (0,2)	-0,26 (0,4)	1,31 (0,90)	1,31 (0,90)
2	Nivel	-1,46** (0,07)	0,05 (0,52)	-0,17 (0,43)	0,60 (0,72)
	Régimen	-0,93 (0,18)	0,4 (0,66)	0,83 (0,80)	1,36 (0,91)
3	Nivel	0,35 (0,64)	0,61 (0,73)	0,32 (0,62)	1,1 (0,86)
	Régimen	0,6 (0,73)	0,96 (0,83)	0,60 (0,72)	1,42 (0,92)

P-value en ().
 */** : rechaza hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significancia de 0,05/0,10% respectivamente.

Cuadro IV.50. Quiebres de nivel por país

	Muestra LA15		Muestra SA8	
	Producto no exportable	Producto exportable	Producto no exportable	Producto exportable
Argentina	2001	2001	2002	2002
Brasil	1998	2009	1986	1986
Chile	1998	2008	1999	1998
Colombia	1998	1998	1999	1999
Costa Rica	2011	2008		
Ecuador	1998	1998	1999	1999
El Salvador	1999	2008		
Guatemala	1999	2008		
Honduras	1999	2008		
México	1994	2008		
Panamá	1996	2006		
Paraguay	2000	2009		
Perú	1998	1993	1988	1989
Uruguay	2001	2001	2002	2002
Venezuela	2001	2003	1989	2004

Las fechas de los quiebres fueron determinadas por el enfoque propuesto por Westerlund y Edgerton (2008) siguiendo la estrategia de Bai y Perron (1998). Para los distintos números de factores comunes los quiebres coinciden.

Cuadro IV.51. Muestra LA15: elasticidad con quiebre estructural

	Producto no exportable			Producto exportable		
	DOLS	FMOLS	CCEMG	DOLS	FMOLS	CCEMG
XCHN _{it}	0,14* (0,00)	0,13* (0,00)	-0,02 (0,09)	0,12* (0,00)	0,12* (0,00)	-0,01 (0,73)
D _{it}	-0,03 (0,39)	0,02 (0,40)	-0,06 (0,28)	0,10* (0,00)	0,12* (0,00)	0,01 (0,92)

P-value en ().
** Indica significancia a un nivel de 0,05%.*
Para el método DOLS se empleó el criterio SIC para la selección del número óptimo de rezagos.
También se realizaron las regresiones empleando otros criterios de información y los resultados son similares. También se aplicó el procedimiento de "prewhitening" previamente y los resultados se mantienen.

Cuadro IV.52. Muestra SA8: elasticidad con quiebre estructural

	Producto no exportable			Producto exportable		
	DOLS	FMOLS	CCEMG	DOLS	FMOLS	CCEMG
XCHN _{it}	0,16* (0,00)	0,15* (0,00)	0,01 (0,53)	0,16* (0,00)	0,16* (0,00)	-0,01 (0,55)
D _{it}	0,04 (0,63)	0,08 (0,21)	-0,08* (0,02)	0,09 (0,26)	0,10 (0,08)	-0,05 (0,21)

P-value en ().
** Indica significancia a un nivel de 0,05%.*
Para el método DOLS se empleó el criterio SIC para la selección del número óptimo de rezagos.
También se realizaron las regresiones empleando otros criterios de información y los resultados son similares. También se aplicó el procedimiento de "prewhitening" previamente y los resultados se mantienen.

Cuadro IV.53. Muestra LA15: elasticidad por período

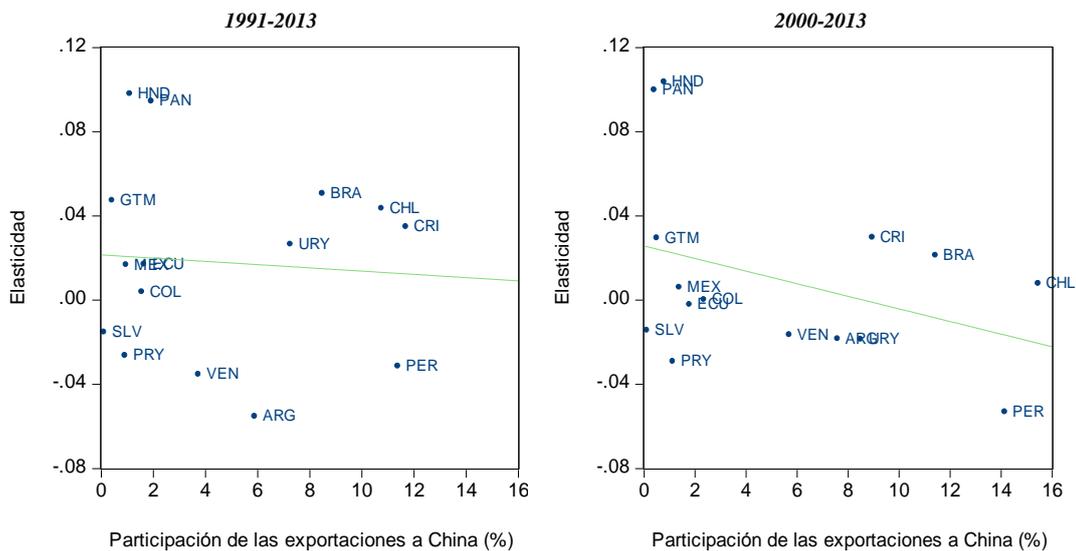
	Producto no exportable			Producto exportable		
	Multivariado		Bivariado	Multivariado		Bivariado
	XCHN _{it}	XRM _{it}	XCHN _{it}	XCHN _{it}	XCHN _{it}	
FMOLS						
<u>1991-1999</u>	-0,004 (0,33)	0,05** (0,02)	0,02 (0,14)	0,02* (0,00)	0,05* (0,00)	
Test de Wald	6,4* (0,01)					
<u>2000-2013</u>	0,04* (0,00)	-0,08* (0,00)	0,12* (0,00)	0,05* (0,00)	0,14* (0,00)	
Test de Wald	14* (0,00)					
CCEMG						
<u>1991-1999</u>	0,004 (0,58)	-0,11 (0,12)	0 (0,96)	-0,001 (0,75)	0,001 (0,69)	
Test de Wald	2,57 (0,11)					
<u>2000-2013</u>	0,02** (0,04)	-0,33* (0,00)	-0,002 (0,82)	0,01 (0,27)	-0,002 (0,82)	
Test de Wald	24,6* (0,00)					

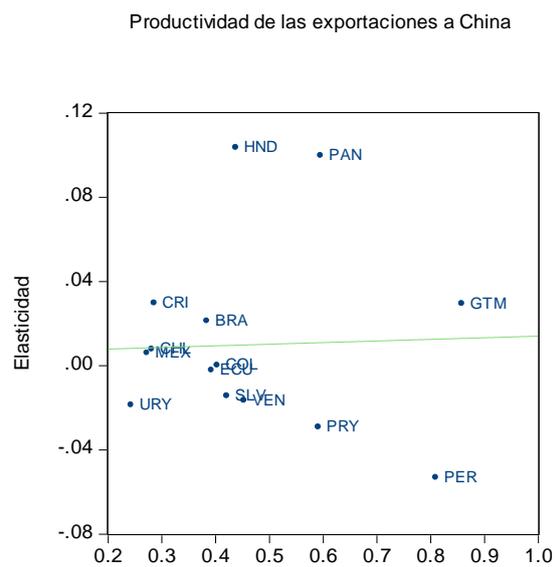
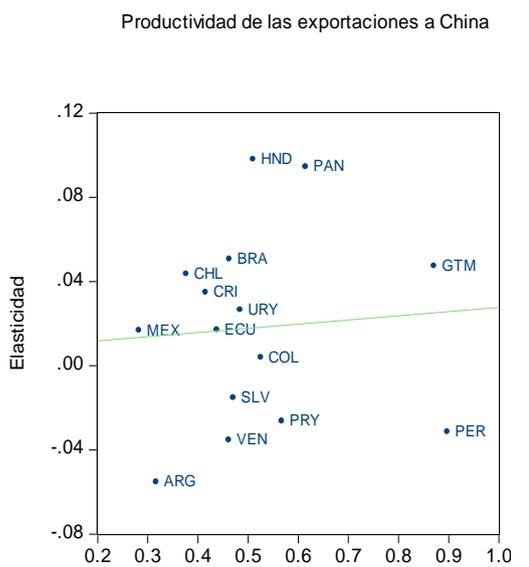
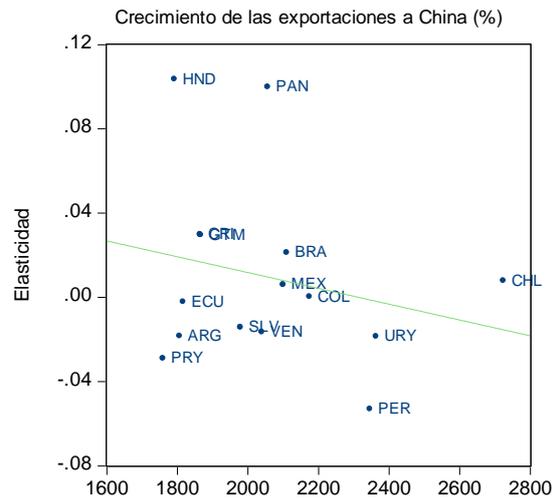
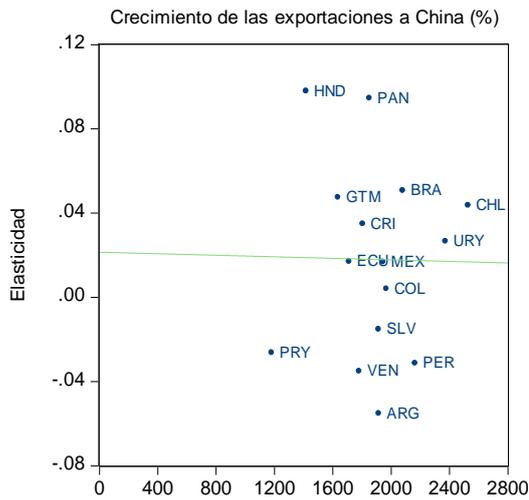
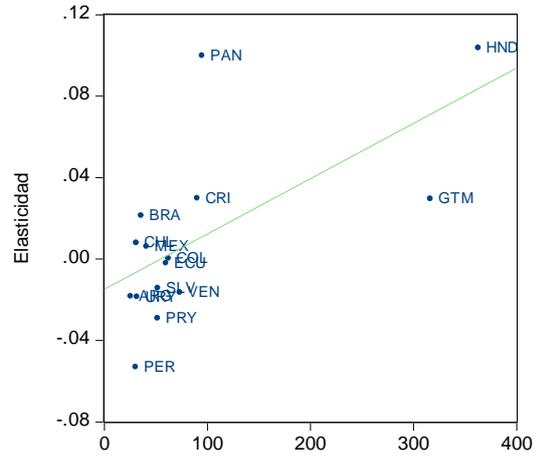
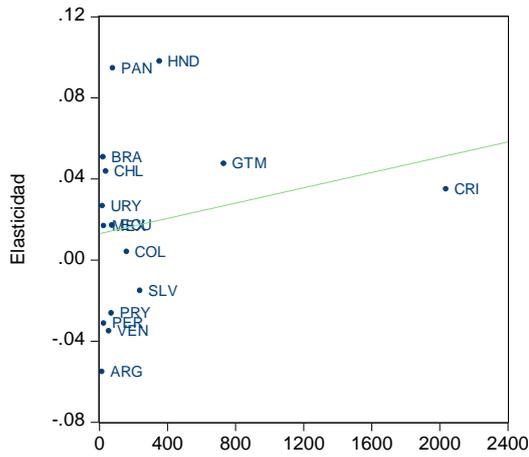
P-value en ().
** Indica significancia a un nivel de 0,05%. Para el test de Wald, indica rechazo de la hipótesis nula de que las elasticidades de las exportaciones a China y al resto del mundo son iguales a un nivel de significancia de 0,05%.*

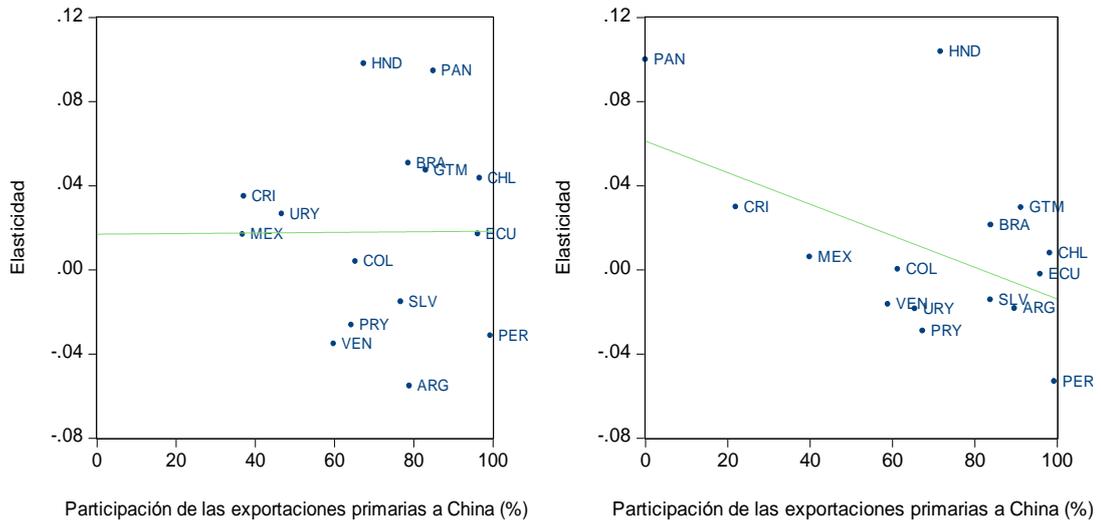
Cuadro IV.54. Muestra SA8: elasticidad por período

	<i>Producto no exportable</i>			<i>Producto exportable</i>	
	<i>Multivariado</i>		<i>Bivariado</i>	<i>Multivariado</i>	<i>Bivariado</i>
	XCHN _{it}	XRM _{it}	XCHN _{it}	XCHN _{it}	XCHN _{it}
FMOLS					
<u>1991-1999</u>	0,01 (0,21)	0,24* (0,00)	0,12* (0,00)	0,02* (0,02)	0,11* (0,00)
Test de Wald	55* (0,00)				
<u>2000-2013</u>	0,07* (0,00)	-0,17* (0,00)	0,16* (0,00)	0,06* (0,00)	0,18* (0,00)
Test de Wald	18* (0,00)				
CCEMG					
<u>1991-1999</u>	-0,001 (0,91)	0,02 (0,83)	0,005 (0,69)	0,002 (0,79)	-0,01 (0,02)
Test de Wald	0,05 (0,82)				
<u>2000-2013</u>	0,02 (0,33)	-0,14* (0,00)	-0,02 (0,33)	-0,002 (0,90)	-0,01 (0,35)
Test de Wald	13* (0,00)				
<i>P-value en ().</i>					
<i>* Indica significancia a un nivel de 0,05%. Para el test de Wald, indica rechazo de la hipótesis nula de que las elasticidades de las exportaciones a China y al resto del mundo son iguales a un nivel de significancia de 0,05%.</i>					

Gráfico IV.3. Muestra LA15: condicionantes de la elasticidad del producto no exportable en relación a las exportaciones a China*

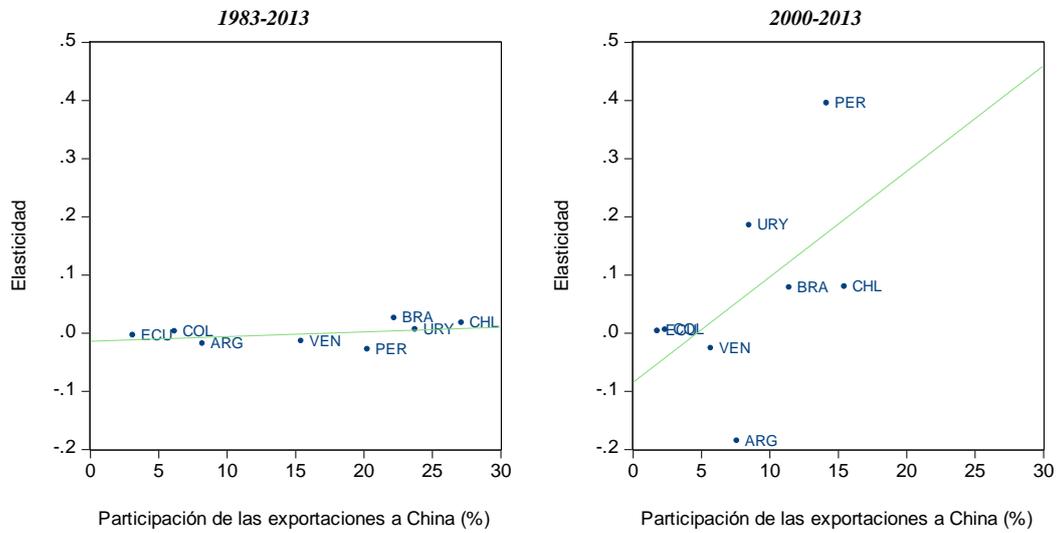


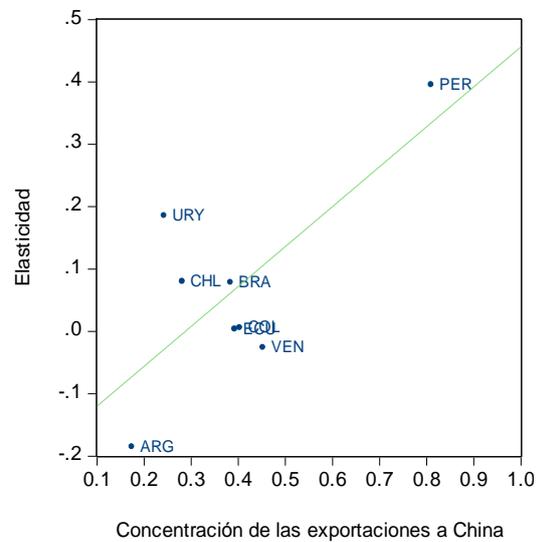
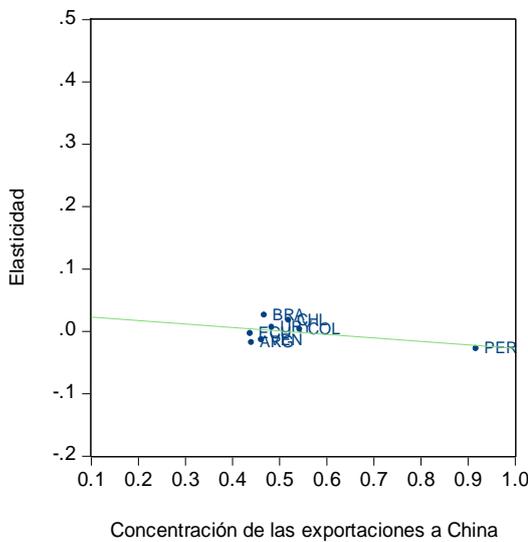
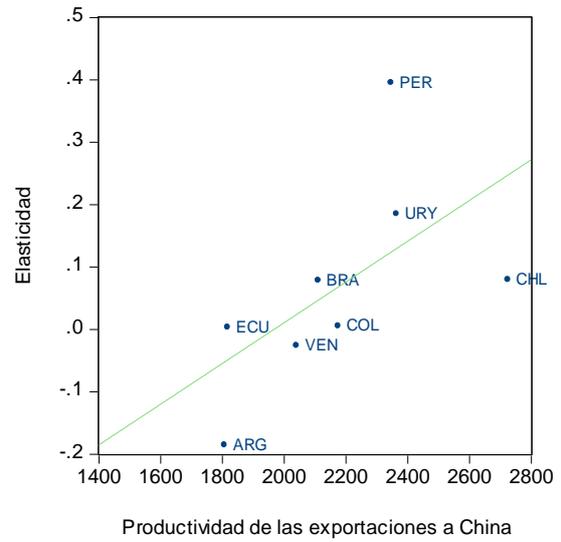
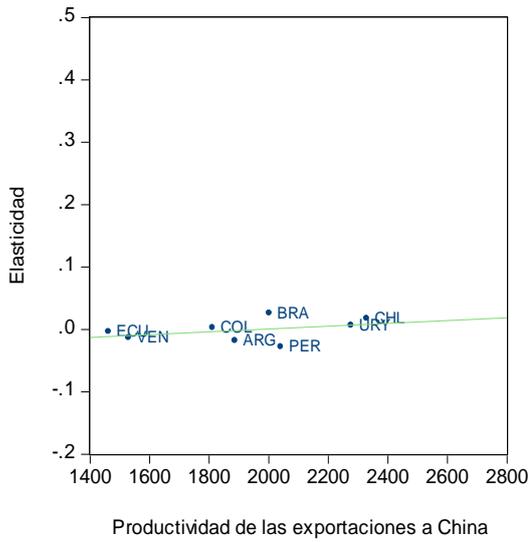
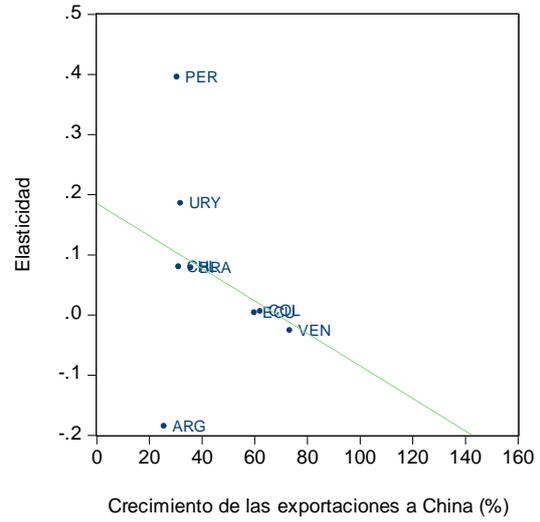
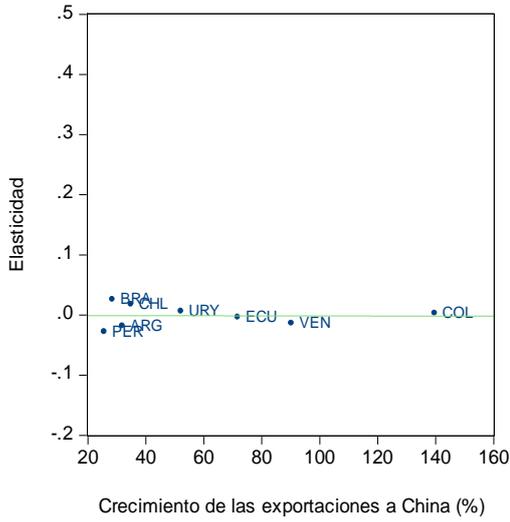


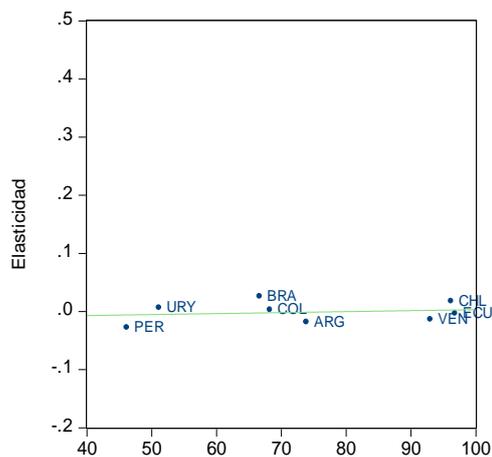


*La línea representa el ajuste de la regresión lineal.

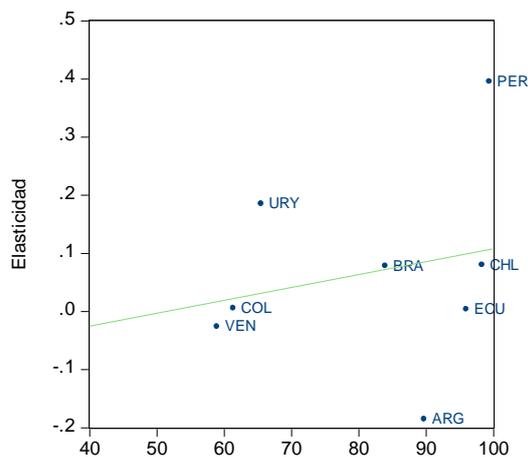
Gráfico IV.4. Muestra SA8: condicionantes de la elasticidad del producto no exportable en relación a las exportaciones a China*







Participación de las exportaciones primarias a China (%)



Participación de las exportaciones primarias a China (%)

* La línea representa el ajuste de la regresión lineal.

Cuadro IV.55. Muestra LA15: impacto de los condicionantes en la elasticidad

	<i>Elasticidad del producto no exportable</i>				<i>Elasticidad del producto exportable</i>			
	1991-2013		2000-2013		1991-2013		2000-2013	
	I	II	I	II	I	II	I	II
XCHN_PART _i	-0,02 (0,38)	-0,01 (0,54)	-0,01 (0,56)	0,01 (0,53)	0,03* (0,00)	0,03** (0,08)	0,03** (0,07)	0,03 (0,19)
XCHN_CREC _i	0,02 (0,12)	0,01 (0,09)	0,03* (0,00)	0,03* (0,00)	-0,03* (0,00)	-0,02** (0,03)	-0,01 (0,48)	0,002 (0,66)
XCHN_PROD _i	0,01 (0,47)		0,01 (0,45)		0,001 (0,81)		0,01 (0,70)	
XCHN_PRIM _i		0,01 (0,48)		-0,02** (0,02)		0,01 (0,32)		0,01 (0,77)
XCHN_CONC _i	0,01 (0,67)		-0,01 (0,18)		0,03* (0,00)		0,03** (0,04)	
<i>Tests de diagnóstico</i>								
R ²	0,11	0,08	0,51	0,69	0,85	0,53	0,65	0,30
Jarque-Bera	1,16 (0,56)	0,84 (0,66)	15 (0,00)	1,43 (0,49)	0,92 (0,63)	0,28 (0,87)	1,13 (0,57)	6,65 (0,04)
Ramsey Reset	1,45 (0,26)	0,17 (0,69)	0,04 (0,85)	6,36 (0,03)	2,32 (0,16)	0,96 (0,35)	8,69 (0,02)	1,87 (0,20)
<i>P-value en ().</i>								
*/ **: indica significancia a 0,01/0,05% respectivamente.								

Cuadro IV.56. Muestra SA8: impacto de los condicionantes en la elasticidad

	<i>Elasticidad del producto no exportable</i>				<i>Elasticidad del producto exportable</i>			
	1983-2013		2000-2013		1983-2013		2000-2013	
	I	II	I	II	I	II	I	II
XCHN_PART _i	0,01 (0,61)	0,01 (0,07)	-0,08 (0,45)	0,12 (0,34)	2,6 (0,58)	1,01 (0,59)	0,002 (0,96)	0,04 (0,29)
XCHN_CREC _i	0,0001 (0,57)	0,01 (0,50)	-0,09 (0,19)	0,04 (0,78)	-1,63 (0,57)	-1,25 (0,49)	-0,03 (0,41)	0,001 (0,97)
XCHN_PROD _i	0,01 (0,65)		0,11 (0,22)		-1,6 (0,70)		0,01 (0,75)	
XCHN_PRIM _i		0,01 (0,49)		0,001 (0,98)		-0,33 (0,85)		-0,004 (0,85)
XCHN_CONC _i	-0,01 (0,06)		0,14* (0,01)		-1,67 (0,39)		0,04** (0,04)	
<i>Tests de diagnóstico</i>								
R ²	0,61	0,30	0,86	0,32	0,29	0,16	0,76	0,44
Jarque-Bera	0,46 (0,79)	0,15 (0,93)	0,45 (0,80)	0,43 (0,8)	2,57 (0,28)	4,83 (0,09)	0,50 (0,78)	0,36 (0,84)
Ramsey Reset	0,01 (0,96)	0,20 (0,68)	0,68 (0,49)	0,07 (0,81)	6,91 (0,12)	0,20 (0,69)	0,22 (0,69)	0,01 (0,93)
<i>P-value en ().</i>								
*/ **: indica significancia a 0,01/0,05% respectivamente.								

IV.3. Consideraciones Finales

Los resultados han probado ser sensibles a las especificaciones del modelo, metodología y muestras consideradas. Esto no es un hallazgo novedoso en el campo de la comprobación empírica de la hipótesis de ELG, ya que la mayoría de los trabajos en este área han mostrado tener los mismos obstáculos, tal como indican Giles y Willians (2000a, b). Las ganancias del uso de datos de panel compensan el bajo poder de las pruebas de hipótesis en presencia de series temporales cortas. No obstante, en muestras pequeñas como en este caso los resultados deben interpretarse cautelosamente. Las conclusiones no pueden generalizarse a cualquier período de tiempo sino que obedecen a la muestra específica bajo estudio.

La comprobación empírica de la hipótesis de crecimiento liderado por exportaciones a China, si bien no presenta resultados completamente robustos, permite arribar a las siguientes conclusiones. En primer lugar, en ausencia de dependencia transversal hay una relación a largo plazo estable entre exportaciones a China y producto, tanto exportable como no exportable, en los países de América Latina. Sin embargo, al controlar por factores comunes que impactan en todos los países de la región, los resultados sugieren que esta relación podría no mantenerse. En otras palabras, es posible que la relación entre exportaciones a China y crecimiento en América Latina obedezca a la evolución de factores comunes a todos los países, como el aumento de los precios internacionales de las commodities, y no a los elementos idiosincráticos de las series de cada país.

En segundo lugar, no se verifica la hipótesis de que las exportaciones a China representan ganancias para los países de la región en el corto plazo, tales como las derivadas de la redistribución de recursos productivos, pero pérdidas sobre el crecimiento a largo plazo asociadas a la primarización del patrón exportador, sino que los resultados sugieren lo contrario. Por un lado, a corto plazo se verifica una relación de causalidad bidireccional y negativa entre exportaciones a China y producto en América Latina. En vez de obtenerse ganancias derivadas de la expansión del sector exportador y la relocalización de recursos, las exportaciones a China generarían pérdidas a corto plazo debido a los costos de reacomodamiento durante la transición al nuevo equilibrio. Por otro lado, hay una relación de causalidad a largo plazo bidireccional entre las exportaciones a China y el producto no exportable de los países de América Latina. Además, la elasticidad a largo plazo del producto con respecto a las exportaciones a China resulta positiva, aunque reducida.

En ese sentido, la literatura empírica que estudia el impacto del comercio con China en el crecimiento de otros países no desarrollados, tampoco verifica la hipótesis de que exportar a China sea negativo para el crecimiento a largo plazo de los mismos. El hecho de que las mayores exportaciones a China resulten positivas para el crecimiento de muchos países en desarrollo podría deberse a que éstos no logran acceder a mercados más desarrollados

debido, por ejemplo, a la falta de cumplimiento de estándares. Por lo tanto, China representa oportunidades de ampliar el sector exportador y explotar las ganancias derivadas de las economías de escala y especialización.

Contrariamente, al considerar la submuestra de países de América del Sur las exportaciones a China no resultan significativas para explicar cambios en el producto no exportable. Esto puede deberse a que las relaciones comerciales con China en la primer parte del período bajo estudio eran irrelevantes. Aun así, para los países de América del Sur las exportaciones a China y al resto del mundo no repercuten de la misma manera en el crecimiento, aunque al controlar por dependencia transversal no hay un efecto diferencial según el destino de las exportaciones.

Por su parte, la evidencia sobre causalidad a largo plazo desde las exportaciones a China hacia el producto exportable es mixta, aunque la elasticidad a largo plazo es reducida pero significativa. Esto, sumado a la causalidad entre exportaciones a China y al resto del mundo, sugeriría que el potencial efecto de las exportaciones a China sobre el producto no exportable podría compensarse con el impacto de China en las exportaciones al resto del mundo.

Uno de los resultados más relevantes es que al controlar por dependencia transversal las exportaciones a China resultan no significativas para el explicar la evolución del producto en los países de América Latina. Uno de los motivos es que el impacto de las exportaciones a China sobre el crecimiento está también influenciado por factores comunes que impactan en todos los países de la región, tales como la mejora en el precio de las commodities y el incremento de la demanda de países emergentes. Como se describió en el capítulo III, el incremento de la demanda china fue uno de los principales determinantes del aumento de los precios de las materias primas desde principio de siglo, aunque es difícil cuantificar cuánto se ha trasladado a la mejora de los términos de intercambio de la región. Una vez controlados estos efectos indirectos, los resultados sugieren que exportar a China no tiene implicancias para la mejora de la productividad en América Latina. Similarmente, los trabajos empíricos que estudian el efecto del comercio con China en los países africanos descritos en el capítulo anterior también encuentran evidencia de que las exportaciones a China no tienen un efecto significativo sobre el crecimiento de los mismos. El hecho de que en algunas especificaciones del modelo propuesto en este estudio las exportaciones a China no resulten significativas para explicar el crecimiento también podría deberse a que los flujos de comercio con este país empezaron a crecer hace relativamente poco tiempo, por lo que todavía no es factible capturar el efecto sobre el crecimiento a largo plazo.

Por otro lado, los resultados sugieren que el efecto para los países de América del Sur es distinto que para los del resto de la región, ya que la elasticidad a largo plazo es mayor para el primer grupo. Esto responde al mayor flujo comercial y dependencia de la región con China.

La literatura y los hechos estilizados analizados en el capítulo III sugieren que la relación entre exportaciones a China y crecimiento en América Latina podría tener un punto de inflexión a partir del notable aumento de los flujos de comercio y la creciente participación de China como destino de exportación desde principios de siglo. Sin embargo, los resultados en este sentido son ambiguos y no es posible confirmar la existencia de un quiebre en la relación a largo plazo entre exportaciones a China y crecimiento. En presencia de quiebres estructurales en muestras cortas, los resultados no son completamente robustos dado que es más difícil diferenciar un desvío a corto plazo de un quiebre en la relación a largo plazo. Más allá de estas dificultades, de las estimaciones en este capítulo se deriva que el producto, tanto exportable como no, se ha vuelto más elástico a las exportaciones a China a partir del año 2000, especialmente para los países de América del Sur. Además, aun controlando por dependencia transversal, se verifica que el destino de las exportaciones tiene un impacto diferencial en la evolución del producto no exportable de la región desde dicho año.

Por último, la evidencia encontrada sugiere que la relación de causalidad y la magnitud de la elasticidad no son homogéneas entre todos los países de América Latina. Analizando la heterogeneidad en las elasticidades de los países de la región, la evidencia muestra que la composición de la canasta exportadora a China no es un condicionante significativo en el impacto que las exportaciones a este país podrían tener sobre el crecimiento, aunque esto podría estar cambiando desde principios de siglo. Más aun, contrariamente a lo que sugiere la teoría presentada, la concentración de las exportaciones a China sería un condicionante positivo en la relación con el crecimiento. Los trabajos que estudian el impacto de China en África arriban a conclusiones similares, lo que sugiere que la mayor especialización y aprovechamiento de economías de escala podrían representar ganancias para el crecimiento en la región. Además, como sugieren Kali et al. (2007), ante procesos de adaptación y diseminación de tecnología que pueden resultar costosos, así como costos asociados al transporte e infraestructura, resulta más efectivo para los países en desarrollo la concentración de las exportaciones en un mismo socio comercial.

En síntesis, los resultados sugieren que hasta el momento las exportaciones a China no tendrían un impacto en el crecimiento de América Latina más allá del efecto que pueda darse a través de la mejora de los términos de intercambio, u otros factores externos que afecten a toda la región. Es decir, no hay ganancias de productividad que respondan a los factores idiosincráticos de cada país. La evidencia presentada sugiere también que exportar a China podría inducir a una incipiente mayor primarización de la canasta exportadora.

CAPÍTULO V: CONCLUSIONES

El importante crecimiento de las exportaciones a China desde los países en desarrollo ha despertado el interrogante sobre el efecto que las mismas pueden tener en el crecimiento a largo plazo de los países exportadores. Si bien ha surgido una amplia literatura documentando las características de los flujos comerciales y analizando los canales directos e indirectos por los que el crecimiento chino podría afectar a otras economías emergentes, la evidencia empírica sobre el impacto a largo plazo es incipiente. Algunos estudios analizan econométricamente el efecto de las exportaciones a China en el crecimiento de otros países no desarrollados, como los africanos, pero no hay hasta el momento evidencia empírica que muestre si existe un efecto sobre el crecimiento de los países de América Latina. Varios estudios prueban que los comovimientos entre los productos de los países latinoamericanos, principalmente los de América del Sur, y de China han aumentado en los últimos años, y que dicha correlación se canaliza por medio del comercio bilateral. En otras palabras, la mayor demanda china ha impulsado las exportaciones de la región. Si este efecto positivo puede trasladarse también a ganancias dinámicas sobre el crecimiento a largo plazo de América Latina es aún una pregunta sin resolver.

Es por tal motivo que el principal aporte de esta tesis consiste en brindar evidencia empírica sobre el efecto que exportar a China puede tener en el crecimiento, tanto a corto como largo plazo, de los países latinoamericanos. Concretamente, este estudio encuentra que existe una relación de causalidad bidireccional en el corto y largo plazo entre exportaciones a China y crecimiento en América Latina. Sin embargo, una vez aislados los shocks externos comunes a todos los países de la región, el producto no exportable de los países latinoamericanos no es sensible a las exportaciones a China, aunque esta tendencia podría estar cambiando en la última década. Adicionalmente, hay cierta evidencia indicando que los flujos de comercio hacia China podrían profundizar la primarización del patrón exportador en la región.

Las exportaciones a China presentan ventajas y desventajas para el crecimiento de los países de América Latina. Por un lado, las características de la canasta exportadora a China indicarían que no hay ganancias de productividad para la región. La literatura sobre crecimiento liderado por exportaciones sugiere que el patrón exportador y los destinos de exportación son condicionantes claves del impacto de las exportaciones sobre el crecimiento a largo plazo. En tanto las exportaciones y socios comerciales estén diversificados y favorezcan la transferencia de tecnología, derrames hacia el resto de la economía y aumento de la productividad, entre otros factores, el efecto sobre el crecimiento sería positivo.

A fin de analizar si las características de la canasta exportadora a China cumplen con estas premisas, se estudiaron en detalle los hechos estilizados de las exportaciones a China

desde América Latina. Las exportaciones a China desde los países de la región, en particular desde América del Sur, comenzaron a crecer notablemente desde principio de siglo, a tasas superiores que las exportaciones a otros destinos. En consecuencia, China se encuentra entre los principales tres socios comerciales para muchos de los países de la región, cuando en la década del noventa no tenía un rol relevante. Si bien los países de América Latina han exportado históricamente bienes intensivos en el uso de recursos naturales, el porcentaje de estos bienes en las exportaciones totales a China es mucho mayor que en el resto de las exportaciones, y ha aumentado con el paso del tiempo. Además, el grado de concentración de las exportaciones a China es superior que el de los flujos a otros destinos. Una línea de la literatura sugiere que el incremento del flujo exportador con China y el aumento notable de la participación china como destino de exportación de los países de América Latina podrían reforzar la primarización del patrón exportador de los mismos mediante el desplazamiento de recursos desde sectores con más encadenamientos con el resto de la economía y oportunidades de “learning-by-exporting.” A su vez, hay evidencia de que exportar a países con mercados menos sofisticados, como el chino, conlleva a menor calidad y valor agregado de las exportaciones. En consecuencia, exportar más a China podría derivar en los problemas asociados al fenómeno de la “maldición de los recursos naturales” y la “enfermedad holandesa.”

En este contexto, uno de los aportes de esta tesis consiste en estimar la productividad implícita de las exportaciones por destino a fin de verificar esta hipótesis. Para esto, se construyó el indicador “EXPY” desarrollado por Hausmann et al. (2007), asociado a la canasta exportadora con distintos socios comerciales. Los resultados muestran que las exportaciones a China no tienen un menor nivel de productividad implícita en comparación al resto de las exportaciones, a pesar de estar más concentradas relativamente en bienes primarios. Más aun, para aquellos países de América del Sur con mayor participación del sector minero en las exportaciones totales a China, como Chile y Perú, la productividad implícita de la canasta exportadora a China ha tenido una evolución más dinámica en comparación a los países con mayor participación de exportaciones agrarias, como Argentina y Brasil. Si bien este indicador podría estar sesgado y ha recibido críticas en la literatura, mostraría cierta evidencia de que exportar a China bienes intensivos en el uso de recursos naturales no es necesariamente negativo, sino que depende a su vez de los sectores involucrados. Estos resultados se contrastaron con la estimación de la calidad de las exportaciones a China, que es otro de los indicadores que refleja las potenciales ganancias de productividad que podrían tener lugar. Si bien la disponibilidad de datos es más acotada, este índice muestra que la calidad asociada a las exportaciones a China es menor que la del resto de las exportaciones, lo que se condice con la hipótesis de que el valor agregado y contenido tecnológico de las exportaciones a China es inferior.

Más allá de las desventajas derivadas de la primarización de la canasta exportadora, muchos autores señalan que puede haber beneficios del comercio con China. Para aquellos países que no cuentan con la capacidad para alcanzar ciertos estándares a fin de exportar a países más desarrollados y con una demanda más sofisticada, los países en desarrollo con menores requerimientos representan una fuente de demanda importante. Además, el aprovechamiento de las economías de escala derivadas de la gran dimensión del mercado chino ofrece ganancias relacionadas a la especialización productiva. Asimismo, el aumento de los ingresos fiscales a raíz de las mayores exportaciones es una fuente relevante de recursos para muchos países de la región. No obstante, el hecho de que estas ventajas se concentren en el corto o mediano plazo sin derivar necesariamente en un incremento de la productividad a largo plazo dadas las características de las exportaciones limita el potencial efecto positivo del comercio con China.

Estos argumentos muestran que desde el punto de vista teórico las exportaciones a China pueden derivar tanto en ganancias como pérdidas para el crecimiento de América Latina, siendo el impacto en la realidad una cuestión empírica. Es por tal motivo que el objetivo de esta tesis se centró en estudiar empíricamente si existe una relación causal a largo plazo entre exportaciones a China y crecimiento en los países de la región, así como la magnitud de dicha relación. Para esto se tomó una muestra de quince países latinoamericanos entre 1991 y 2013. A su vez, a fin de corroborar si el impacto para los países de América del Sur, que son aquellos que presentan mayores flujos comerciales y complementariedad en sus ventajas comparativas con China, es diferente, se estudió también una submuestra de ocho países sudamericanos entre 1983 y 2013.

Siguiendo la literatura más moderna sobre la hipótesis de ELG, a fin de evaluar esta hipótesis la tesis se valió del estudio de paneles heterogéneos no estacionarios ya que las series de exportaciones a China y PBI de los países de América Latina son no estacionarias en panel. Dado que la disponibilidad de datos de los flujos bilaterales de comercio entre los países de América Latina y China es limitada, el uso de técnicas de panel fue clave para poder llevar a cabo el análisis. Esto permite compensar la falta de períodos con la variabilidad en los cortes transversales, incrementando el poder de las pruebas realizadas y la robustez de los resultados. Al mismo tiempo, el uso de un marco de cointegración en paneles permite estimar no sólo la magnitud de la elasticidad a largo plazo entre las variables de interés, sino también identificar la dirección de causalidad de dicha relación, así como diferenciar entre los efectos de corto y largo plazo mediante la aplicación de un modelo de corrección de error en paneles.

Una de las innovaciones de este estudio empírico consistió en desagregar las exportaciones por destino, entre China y el resto del mundo, a fin de analizar si las primeras tienen un efecto diferencial. Siguiendo aportes previos de la comprobación empírica de la hipótesis de ELG, se consideró el efecto de las exportaciones sobre el producto no exportable

en lugar del PBI total a fin de capturar las ganancias mediante el canal de la productividad. Esto permite evitar relaciones espurias derivadas del simple aumento del volumen de las exportaciones. Dado que este procedimiento no permitiría capturar el efecto de las exportaciones a China en el crecimiento mediante la potencial primarización del patrón exportador, también se estimó la relación con el producto neto de las exportaciones a China pero incluyendo el resto de las exportaciones (producto exportable). De esta manera, es posible captar si las exportaciones a China impactan también en las exportaciones al resto del mundo.

A su vez, al tratar con variables macroeconómicas es necesario controlar por la presencia de dependencia transversal entre los miembros del panel. La existencia de shocks externos comunes, como el incremento en los precios de las commodities exportadas por la región o el aumento de la demanda de los países emergentes, puede generar comovimientos en las series que no permiten identificar los factores idiosincráticos de cada país. Se consideró también la heterogeneidad que puede existir entre las respuestas de los distintos países de América Latina, dada particularmente la diferencia en la relación comercial con China entre los países de América del Sur, y los de América Central y México.

Como señalan Giles y Willians (2000a, b), y Gutiérrez de Piñeres y Cantavella-Jorda (2007) para el caso de América Latina, la verificación empírica de la hipótesis de crecimiento liderado por exportaciones presenta varios desafíos asociados al análisis econométrico, por lo que la robustez de los resultados no está garantizada. Este estudio tampoco está exento de dificultades en este área ya que los resultados han probado ser sensibles a las especificaciones del modelo y metodología de estimación consideradas. Más allá de las dificultades econométricas, del análisis empírico realizado se pueden resumir los siguientes resultados.

Una vez verificado que las series son integradas de orden uno en panel, mediante distintas pruebas de raíz unitaria incorporando la dependencia transversal y heterogeneidad, se procedió al análisis de cointegración. En este sentido, los resultados son mixtos ya que al controlar por dependencia transversal, la evidencia a favor de una relación estable de largo plazo de panel entre exportaciones a China y producto, tanto exportable como no exportable, es más débil. Dado que de la existencia de cointegración no se infiere necesariamente una relación causal entre las variables, se testeó la causalidad en el panel.

Bajo el supuesto de que existe cointegración de panel entre las variables de interés, los resultados sugieren que hay una relación de causalidad bidireccional a largo plazo entre exportaciones a China y producto no exportable. Es decir, modificaciones en las exportaciones a China conducen a cambios en el producto no exportable, al mismo tiempo que variaciones en el mismo conllevan a cambios en las primeras. Sin embargo, la evidencia sobre una relación de causalidad a largo plazo entre exportaciones a China y producto exportable no es tan robusta, aunque los resultados sugieren que las exportaciones a China mantienen una relación causal de panel a largo plazo con las exportaciones al resto del mundo. Esto indicaría que

cambios en las exportaciones a China repercuten en la canasta exportadora de los países de América Latina en el largo plazo.

Otro de los resultados que se derivan del análisis de causalidad es que existe heterogeneidad entre los países de la región. En términos generales, de las pruebas de causalidad en paneles heterogéneos se concluye que si bien en promedio podría no haber causalidad en el panel, la hipótesis de no causalidad no se verifica para absolutamente todos los países de la muestra. En otras palabras, algunos países podrían presentar causalidad y otros no, mientras que para algunos la relación causal sería positiva y para otros negativa.

Los resultados de este estudio también muestran que existe una relación causal bidireccional de panel entre exportaciones a China y producto en los países de América Latina en el corto plazo. El hecho de que mayores exportaciones a China conduzcan a un menor nivel de producto reflejaría la existencia de costos de ajuste en el corto plazo derivados de la expansión de la industria exportadora (por ejemplo, reacomodamiento del factor trabajo), que podrían inducir a un menor crecimiento durante la transición hacia el nuevo equilibrio.

Una vez probada la existencia de causalidad, el siguiente paso consistió en estimar la elasticidad del producto en relación a las exportaciones a China en el largo plazo. Bajo el supuesto de independencia transversal, las exportaciones a China tienen un efecto positivo y significativo sobre el producto no exportable y exportable de los países de América Latina, aunque reducido. En términos generales, un incremento de 1% en las exportaciones a China lleva a un incremento del producto de a lo sumo 0,06%. Este resultado no permite confirmar la hipótesis de que las exportaciones a China son negativas para el crecimiento de la región. Si bien podrían no facilitar la transferencia de tecnología y aumento de la productividad, o incidir en la primarización de la canasta exportadora, hasta el momento la evidencia muestra que las ganancias derivadas del aprovechamiento de economías de escala y la expansión de la industria exportadora podrían ser mayores, o al menos compensar las pérdidas. Al mismo tiempo, los mayores recursos derivados de los ingresos fiscales por las exportaciones también podrían influir positivamente.

Sin embargo, al estimar la elasticidad del producto no exportable para América del Sur específicamente, resulta que las exportaciones a China no son significativas para explicar el crecimiento de los mismos, lo que puede estar relacionado a que en las décadas del ochenta y noventa los flujos de comercio bilaterales eran muy bajos. Más aun, para estos países, las exportaciones al resto del mundo resultan significativas para el crecimiento, y se confirma la hipótesis de que las exportaciones tienen un efecto diferencial según el destino.

Controlando por dependencia transversal, los resultados cambian radicalmente ya que al considerar factores externos comunes que impactan en toda la región, el poder explicativo de las exportaciones a China sobre el crecimiento desaparece. Además, una vez controlada la dependencia transversal, exportar a China y al resto del mundo no tiene un efecto diferencial

para los países de América del Sur. En otras palabras, puede ocurrir que shocks relacionados al aumento del precio de las commodities que exportan los países de América Latina estén detrás del impacto positivo de las exportaciones a China sobre el producto de la región, y una vez aislado este efecto, las mismas no tienen incidencia sobre el crecimiento. De hecho, éste ha sido uno de los principales argumentos en la literatura para explicar por qué China representa ganancias para la región. No obstante, éstas no son ganancias de productividad a largo plazo como queda evidenciado en este análisis.

Al incorporar la dependencia transversal, también se encuentra que la elasticidad del producto exportable en relación a las exportaciones a China es negativa y significativa, contrariamente al caso anterior. Este resultado ofrece evidencia adicional a favor de la hipótesis de que las exportaciones a China impactan en el crecimiento a través de las exportaciones al resto del mundo, lo que puede canalizarse por dos vías. Por un lado, impactarían en el producto exportable a través de la disminución del volumen de las exportaciones al resto del mundo, si las exportaciones a China desplazan exportaciones a otros destinos o desvían recursos empleados en las mismas, lo que también disminuye el volumen de exportación. Por otro lado, si las exportaciones a China inducen a una primarización o mayor concentración de la canasta exportadora total, independientemente del destino, podrían impactar en el producto exportable reduciendo la productividad del sector exportador.

De la estimación de la elasticidad a largo plazo para las distintas especificaciones del modelo también se deriva que en los casos en que la misma es significativa, los países de América del Sur presentan mayor elasticidad. Esto verificaría la hipótesis de que el producto en estos países es más sensible a las exportaciones a China, probablemente por el mayor flujo comercial y participación de China en la canasta exportadora total de los mismos.

Finalmente, se consideró la presencia de no linealidades en la relación a largo plazo mediante la incorporación al modelo de quiebres estructurales y condicionantes de la elasticidad a largo plazo relacionados a las características de la canasta exportadora. Por un lado, dado que la relación comercial entre América Latina y China no ha sido homogénea en los últimos treinta años, sino que por el contrario los hechos estilizados y la literatura presentados sugieren que ha habido un cambio a principios de siglo, se estudió si la relación a largo plazo presenta un quiebre estructural. Sin embargo, las pruebas de cointegración y la estimación de la elasticidad en presencia de un quiebre estructural realizadas no ofrecen evidencia robusta de que la relación a largo plazo entre exportaciones a China y producto, tanto exportable como no exportable, no sea estable a lo largo del período considerado. El hecho de que los resultados sean mixtos puede deberse a que el período de tiempo bajo estudio no es lo suficientemente largo, por lo que no es factible identificar claramente desvíos del ciclo a corto plazo de alteraciones en la relación a largo plazo.

A fin de profundizar este análisis se dividió la muestra en dos, antes y después del año 2000, y se estimó la elasticidad para cada subperíodo. Si bien estos resultados no pueden interpretarse como elasticidad a largo plazo dado el reducido tamaño de cada submuestra, ofrecen cierta evidencia de que a partir del año 2000 el producto de los países de América Latina, particularmente los de América del Sur, es más sensible a las exportaciones a China. Tal como en el caso de la muestra completa, al controlar por dependencia transversal en ningún subperíodo es posible encontrar evidencia de un efecto significativo de las exportaciones a China en el crecimiento. No obstante, tanto ante independencia como dependencia transversal, los resultados confirman la hipótesis de que desde principio de siglo las exportaciones a China y al resto del mundo tienen un efecto diferencial.

Por otro lado, a fin de verificar si el patrón exportador influye en el efecto que las exportaciones a China pueden tener sobre el crecimiento, tal como sugiere la hipótesis de ELG, se estimó la interacción entre las mismas y diferentes características de la canasta exportadora a China, entre ellas: tasa de crecimiento de las exportaciones a China, participación de las exportaciones a China en las exportaciones totales, y productividad implícita, nivel de concentración y grado de primarización de las exportaciones a China. En términos generales, no hay evidencia de que estos condicionantes impacten en la elasticidad a largo plazo del producto no exportable, aunque los resultados sugieren que esto podría estar cambiando a partir del año 2000. Contrariamente a lo que podría esperarse, el mayor grado de concentración de las exportaciones a China tiene un efecto positivo sobre la elasticidad del producto. Es decir, cuanto más concentradas estén las exportaciones a China, mayores serán las ganancias sobre el producto de los países de América Latina derivadas de las mismas. Esto podría estar relacionado a la mayor especialización en determinados sectores con ventajas comparativas, lo que se condice con el argumento a favor del aprovechamiento de las economías de escala.

A su vez, aunque los resultados no son concluyentes, habría evidencia de que a mayor crecimiento de las exportaciones a China se potencia el efecto de las mismas sobre el producto no exportable pero representa un detrimento para el producto exportable. Este resultado se condice con la hipótesis de que las exportaciones a China podrían impactar negativamente en las exportaciones al resto del mundo.

En síntesis, los resultados de esta tesis sugieren que hay evidencia de una relación causal desde las exportaciones a China hacia el crecimiento de los países de América Latina. No obstante, una vez controlados los shocks externos comunes a todos los países de la región, como puede ser el aumento en los precios de las commodities exportadas por América Latina a causa de la mayor demanda China, las exportaciones a China no tienen un impacto significativo en el producto no exportable de la región. La falta de poder explicativo de las exportaciones a China sobre el crecimiento de América Latina está acorde con los resultados que se encuentran para otros países no desarrollados, como los africanos. Además, en general

la evidencia empírica previa sobre la hipótesis de ELG en América Latina es débil, lo que está en línea con lo que se encuentra en esta tesis.

Esto puede deberse a que las ganancias derivadas de exportar a China se compensan con las potenciales pérdidas asociadas a las características de la canasta exportadora. Por un lado, si bien no se propicia la transferencia de tecnología desde China ni el aumento de la calidad de las exportaciones, hay ganancias relacionadas a la expansión del sector exportador, aprovechamiento de economías de escala y especialización en las ventajas comparativas, particularmente para aquellos países que no logran acceder a mercados más sofisticados.

Por otro lado, los resultados sugieren que podría darse un efecto negativo a través de las exportaciones al resto del mundo y el patrón exportador. Si bien no hay evidencia robusta de que las exportaciones a China tengan menor productividad implícita en comparación a otros destinos principales de exportación, China podría estar desviando recursos de otros sectores exportadores o destinos más productivos y dinámicos, con más oportunidades de generar “learning-by-exporting” y derrames al resto de la economía. El hecho de que a partir del año 2000 el efecto de las exportaciones al resto del mundo sobre el producto no exportable sea negativo mientras que el de las exportaciones a China sea positivo ofrece evidencia adicional que confirmaría esta hipótesis. De esta manera, estos efectos positivos y negativos podrían compensarse generando que exportar a China no tenga un impacto neto sobre el crecimiento de América Latina.

Adicionalmente, el hecho de que el comercio con China para los países de América Central y México no sea tan relevante como para los países de América del Sur, podría indicar por qué no se encuentra un efecto significativo. Este resultado también puede deberse a que, dado que el comercio con China comenzó a cobrar dinamismo hace quince años, todavía no hay datos suficientes como para arribar a conclusiones sobre el potencial efecto en un horizonte de tiempo más largo. Es por tal motivo que tal vez sea más cauteloso interpretar estos resultados como de mediano plazo. De esta manera, se podría concluir que el efecto de las exportaciones a China sobre el crecimiento de América Latina a corto plazo es negativo a raíz de los costos de ajuste, a mediano plazo hay ciertos efectos positivos derivados de las economías de escala y especialización, expansión de la industria exportadora y mayores ingresos fiscales, que podrían compensarse con los efectos negativos derivados de la primarización del patrón exportador, y a largo plazo el efecto es aún es incierto. Para evaluar esta posibilidad, es entonces necesario esperar para poder contar con mayor disponibilidad de datos.

En base a estos resultados es posible esbozar las siguientes futuras líneas de investigación. Por un lado, se sugiere la utilización de herramientas econométricas adicionales que brinden mayor robustez, particularmente en muestras chicas como la utilizada. En este sentido, las pruebas de raíz unitaria, cointegración y causalidad en panel tienen en general bajo

poder en muestras pequeñas. Por lo tanto, una alternativa consiste en la derivación de los valores críticos asintóticos de los tests mediante técnicas de remuestreo. De la misma manera, dados los problemas asociados a la disponibilidad de datos, podrían emplearse técnicas de paneles no balanceados que permitan incorporar mayor número de países y períodos al análisis.

El reducido número de países de la muestra, y el hecho de que T es mayor que N , también permitiría realizar las estimaciones mediante la técnica conocida como regresiones aparentemente no relacionadas o “seemingly unrelated regressions” (SUR), propuesta originalmente por Zellner (1962). Kónya (2006) y Tekin (2012) emplean esta metodología para la comprobación empírica de la hipótesis de ELG para países de una misma región. Siguiendo a estos autores, se propone el uso de esta metodología combinada con la técnica de remuestreo para la derivación de los valores críticos de las pruebas de hipótesis asociadas a los tests de causalidad.

Análogamente, el análisis de causalidad llevado a cabo en esta tesis excluye la dependencia transversal y la posibilidad de que la relación causal sea no lineal. Por lo tanto, se propone la incorporación de ambos factores a fin de estudiar si los resultados se mantienen. Dado que las pruebas de causalidad de panel sugieren la existencia de una relación causal bidireccional pero la estimación de la elasticidad a largo plazo controlando por dependencia transversal muestra que las exportaciones a China no son significativas para explicar el crecimiento, controlar por factores comunes que afecten la relación causal de los países en el panel permitiría dilucidar si efectivamente existe causalidad en el largo plazo. En este sentido, se propone la aplicación de tests de causalidad que incorporen esta variante, tales como el desarrollado por Dumitrescu y Hurlin (2012).

Asimismo, la posibilidad de que haya condicionantes en la relación de causalidad permitiría profundizar el estudio del impacto del patrón exportador. La evidencia y literatura analizadas en esta tesis sugiere que aun dentro de las exportaciones primarias, los países que exportan bienes relacionados al sector minero o petrolero estarían en mejores condiciones de aprovechar las ganancias derivadas del comercio con China que aquellos que exportan bienes agrarios. Por ejemplo, es factible que las exportaciones a China impacten en el crecimiento de América Latina a partir de que la participación de China como destino de exportación, o de bienes del sector minero o agrario en la canasta exportadora exceda determinado nivel. Por tal motivo, sería de interés profundizar el análisis de la incidencia del patrón comercial en la relación. A tal fin, se propone el uso de modelos autorregresivos no lineales de transición suavizada o “nonlinear smooth transition autoregressive models” (STAR), que permiten incluir umbrales en la relación de causalidad asociados a distintos niveles de las variables condicionantes. En el área de la comprobación empírica de la hipótesis de ELG, los trabajos

de Lee y Huang (2002) y Awokuse y Christopoulos (2009), entre otros, han incorporado esta variante.

Más allá de las mejoras en el análisis econométrico, otra de las futuras líneas de investigación consiste en profundizar el estudio de los canales por los que China impactaría en el crecimiento de la región. En este sentido, los esfuerzos se dirigirían a aislar los efectos indirectos derivados de la mejora de los términos de intercambio o el aumento de los ingresos fiscales, de los efectos directos sobre el patrón exportador, lo que ha presentado varios obstáculos en la literatura. Los resultados para otros países en desarrollo sugieren que también la inversión extranjera directa desde China asociada al sector exportador podría ser una de las vías por las que se canaliza el efecto de China sobre el crecimiento de los países exportadores. Si bien los flujos de capital entre América Latina y China son incipientes, han crecido notablemente en el último tiempo, comenzando a cumplir un rol más relevante en la relación bilateral entre ambas regiones.

Hasta el momento, no hay evidencia concreta que pruebe la existencia de una relación causal entre exportaciones a China y desindustrialización en América Latina, aunque varios trabajos apuntan en esta dirección. Los hechos estilizados estudiados y los resultados encontrados en esta tesis brindarían también apoyo adicional a esta hipótesis. Por lo tanto, es clave identificar si efectivamente las exportaciones a China impactan de manera negativa en las exportaciones al resto del mundo. A tal efecto, se pueden distinguir dos aspectos. Por un lado, profundizar el estudio de la incidencia de China en el patrón de especialización de los países de América Latina, en línea con el trabajo de Lederman et al. (2006). Por otro lado, se podrían aplicar los modelos basados en ecuaciones de gravedad para el estudio de los flujos de comercio bilateral con el objetivo de analizar si las exportaciones a China desplazan exportaciones hacia otros destinos, particularmente de países más desarrollados, que permitirían mayor transferencia de tecnología y mejoras de calidad, independientemente del tipo de bien exportado.

En conclusión, no hay evidencia robusta de que exportar a China sea negativo para el crecimiento, al menos a mediano plazo, de los países de América Latina. Uno de los argumentos más difundidos en contra del aumento de las relaciones bilaterales con China es que se profundiza en los países latinoamericanos el patrón de centro-periferia que caracteriza las relaciones comerciales con los países avanzados. Los resultados de esta tesis sugieren que o bien este fenómeno todavía no ha tenido lugar, o hasta el momento las potenciales pérdidas podrían estar compensándose con las ganancias derivadas del aprovechamiento de las economías de escala por el gran mercado chino.

Independientemente de la magnitud y signo de la elasticidad del producto en relación a las exportaciones a China, lo que muestran estos resultados es que existe una relación causal desde las exportaciones a China hacia las exportaciones al resto del mundo y el crecimiento

de los países de América Latina. Más aun, el producto de América Latina podría estar volviéndose más elástico a las exportaciones a China desde hace poco más de una década. Dada esta evidencia, sumado a que una parte de la literatura pronostica que China será el principal socio comercial de varios países de América del Sur en el corto plazo, los potenciales efectos que el comercio con China puede tener en el crecimiento de los países latinoamericanos no son triviales y merecen mayor atención.

Las implicancias en materia de política comercial para los países de la región son relevantes. Si bien no hay argumentos irrefutables que justifiquen la profundización de las relaciones comerciales con China, tampoco hay pruebas explícitas que validen evitarla. En definitiva, el aprovechamiento de las ganancias derivadas de exportar a China, así como el hecho de mitigar las pérdidas asociadas a la desindustrialización, dependen de las políticas complementarias que apliquen los gobiernos, como sugieren Jenkins et al. (2008) y Banco Mundial (2011). Ejemplo de ello son los fondos de desarrollo que podrían funcionar provistos de los elevados ingresos fiscales derivados del comercio con China, con el objetivo de amortiguar disminuciones en la demanda y shocks que impacten en los términos de intercambio, y transferir recursos al desarrollo de otros sectores productivos. Hay evidencia en la literatura que este tipo de políticas complementarias son clave para contrarrestar la mayor inestabilidad y poca diversificación asociadas a las exportaciones de bienes intensivos en el uso de recursos naturales. Si los gobiernos de los países de América Latina instrumentan medidas en este sentido, podría haber ganancias netas derivadas del comercio con China para el crecimiento a largo plazo en la región. Dado que hasta el momento no se evidencian pérdidas sustanciales, los países latinoamericanos tienen aún una oportunidad para propiciar el crecimiento liderado por exportaciones a China.

CAPÍTULO VI: REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adams-Kim, J., & Lim, J. (2011). *Growth Poles and Multipolarity* (Policy Research Working Paper 5712), Banco Mundial.
- Aditya, A., & Acharyya, R. (2012). Does what countries export matter? The Asian and Latin American experience. *Journal of Economic Development*, 37(3), 47-74.
- Aditya, A., & Roy, S. (2010). *Export diversification and economic growth: Evidence from cross-country analysis*. En 6th Annual Conference on Economic Growth and Development.
- Aghion, P., & Howitt, P. (1998). *Endogenous growth theory*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Agosin, M. (1999). Trade and growth in Chile. *CEPAL Review*, 68, 79-100.
- Agosin, M. (2007). *Export diversification and growth in emerging economies* (Working Paper 233), Universidad de Chile: Departamento de Economía.
- Agosin, M., Álvarez, R., & Bravo-Ortega, C. (2012). Determinants of export diversification around the world: 1962-2000. *The World Economy*, 35(3), 295-315.
- Ahmad, J., & Harnhirun, S. (1995). Unit roots and cointegration in estimating causality between exports and economic growth: empirical evidence from the ASEAN countries. *Economics Letters*, 49, 329-34.
- Al-Marhubi, F. (2000). Corruption and inflation. *Economics Letters*, 66(2), 199-202.
- Alvarez, R., & López, R. (2005). Exporting and performance: evidence from Chilean plants. *Canadian Journal of Economics, Canadian Economics Association*, 38(4), 1384-1400.
- Amable, B. (2000). International specialisation and growth. *Structural Change and Economic Dynamics*, 11, 413-431.
- Amador, J., Cabral, S., & Maria, J. (2007). *Relative export structures and vertical specialization: A simple cross-country index* (Working Paper 1), Banco de Portugal.
- Amador, J., & Opromolla, L. (2013). Product and destination mix in export markets. *Review of World Economics*, 149(1), 23-53.
- Amurgo-Pacheco, M., & Pierola, D. (2008). *Patterns of export diversification in developing countries: intensive and extensive margins* (Working Paper 4473), FMI.
- An, G., & Iyigun, M. (2004). The export skill content, learning by exporting and economic growth. *Economics letters*, 84(1), 29-34.
- Andrews, D. (2005). Cross-section regression with common shocks. *Econometrica, Econometric Society*, 73(5), 1551-1585.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error components models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-52.
- Arora, V., & Vamvakidis, A. (2004). *How much do trading partners matter for economic growth?* (Working Paper 04/26), FMI.
- Arora, V., & Vamvakidis, A. (2005). The implications of South African economic growth for the rest of Africa. *South African Journal of Economics*, 73(2), 229-242.
- Arora, V., & Vamvakidis, A. (2011). China's economic growth: international spillovers. *China & World Economy*, 19(5), 31-46.
- Arrow, K. (1962). Economic welfare and the allocation of resources for invention. En *The rate and direction of inventive activity: Economic and social factors* (pp. 609-626). Princeton University Press.
- Awokuse, T. (2003). Is the export-led growth hypothesis valid for Canada? *Canadian Journal of Economics*, 36(1), 126-136.
- Awokuse, T., & Christopoulos, D. (2009). Nonlinear dynamics and the exports–output growth nexus. *Economic Modelling*, 26(1), 184-190.
- Aziz, J., & Li, X. (2008). China's changing trade elasticities. *China & World Economy*, 16(3), 1-21.
- Bahmani-Oskooee, M., & Alse, J. (1993). Export growth and economic growth: an application of cointegration and error correction modeling. *The Journal of Developing Areas*, 27, 535-42.
- Bahmani-Oskooee, M., Economidou, C. & Goswami, G. (2005). Export-led growth hypothesis revisited: a panel cointegration approach. *Scientific Journal of Administrative Development*, 3, 40-55.
- Bahmani-Oskooee, M., Mohtadi, H. & Shabsigh, G. (1991). Exports, growth and causality in LDCs: A re-examination. *Journal of Development Economics*, 36(2), 405-415.
- Bai, J., & Ng, S. (2002) Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70, 191–221.
- Bai, J., & Ng, S. (2004) A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 72, 1127–77.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66, 47-78.
- Balassa, B. (1965). Trade liberalisation and “revealed” comparative advantage. *The Manchester School*, 33(2), 99-123.
- Balassa, B. (1978). Exports and economic growth: further evidence. *Journal of Development Economics*, 5, 181-189.
- Balassa, B. (1984). *Adjustment to external shocks in developing economies* (World Bank Staff Working Paper 472), Banco Mundial.

- Balassa, B. (1985). Exports, policy choices, and economic growth in developing countries after the 1973 oil shock. *Journal of Development Economics*, 18, 23-35.
- Balioune-Lutz, M. (2011). Growth by destination (where you export matters): trade with China and growth in African countries. *African Development Review*, 23(2), 202-218.
- Balioune-Lutz, M., & Ndikumana, L. (2007). *The growth effects of openness to trade and the role of institutions: new evidence from African countries* (MPRA Paper 6189), University Library of Munich, Germany.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data* (4th edition). Chichester, England: John Wiley & Sons.
- Banco Mundial (2011). *Latin America and the Caribbean's long-term growth: made in China?* Washington, D.C.: Banco Mundial.
- Bandara, A. (2012) *Growth spillovers: do China's trade and investment matter for African growth?* UNPD
- Banerjee, A., Marcellino, M. & Osbat, C. (2004). Some cautions on the use of panel methods for integrated series of macroeconomic data. *The Econometrics Journal*, 7(2), 322-340.
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic growth*. Boston, MA: Mc Graw Hill.
- Barton, J. (2009). *The impact of China's global expansion on Chile* (Working Paper 6), ESRC.
- Baxter, M., & Kouparitsas, M. (2005). Determinants of business cycle comovement: a robust analysis. *Journal of Monetary Economics*, 52(1), 113-157.
- Bebczuk, R., & Berrettoni, D. (2006). *Explaining export diversification: an empirical analysis* (Working Papers 065), Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.
- Bensidoun, I., Gaulier, G., & Ünal-Kesenci, D. (2001). *The nature of specialization matters for growth: an empirical investigation* (Working Paper 13), CEPII.
- Berthou, A., & Emlinger, C. (2011). *The trade unit values database* (Working Paper 2011-10), CEPII.
- Bhagwati, J. (1988). *Protectionism*. Cambridge, MA: MIT Press.
- BID. (2010a). *Ten years after: Taking stock of China-LAC economic relations*. Washington, D.C.: Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- BID (2010b). *India: Latin America's next big thing?* Washington, D.C.: BID.
- Bittencourt, G. (eds.) (2011). *América Latina frente a China como potencia económica mundial: exportaciones e inversión extranjera*. Montevideo, Uruguay: Red de Investigaciones Económicas del Mercosur
- Blalock, G., & Gertler, P. (2004). Learning from exporting revisited in a less developed setting. *Journal of Development Economics*, 75, 397-416.
- Blázquez-Lidoy, J., Rodríguez, J., & Santiso, J. (2006). Angel or devil? China's trade impact on Latin American emerging markets. *CEPAL Review*, 90, 15-41.

- Blomstrom, M., & Meller, P. (1991). *Diverging paths: comparing a century of Scandinavian and Latin American development*. Washington, D.C.: BID.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Bonaglia, F., & Fukasaku, K. (2003). *Export diversification in low-income countries: an international challenge after Doha* (OECD Development Centre Working Papers 209), OECD Publishing.
- Brambilla, I., Lederman, D., & Porto, G. (2010). *Exports, export destinations, and skills* (Working Paper 15995), National Bureau of Economic Research (NBER).
- Bravo-Ortega, C., & De Gregorio, J. (2007). The relative richness of the poor? Natural resources, human capital, and economic growth. En *Natural resource, neither curse nor destiny* (pp. 71-103). Washington D.C.: Banco Mundial.
- Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. En B. Baltagi (Ed.), *Advances in econometrics, volume 15: nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 161-178). Amsterdam: JAI Press.
- Brenton, P., & Newfarmer, R. (2007). *Watching more than the Discovery channel: export cycles and diversification in development* (Policy Research Working Paper Series 4302), Banco Mundial.
- Brunnschweiler, C. (2008). Cursing the blessings? Natural resource abundance, institutions, and economic growth. *World development*, 36(3), 399-419.
- Brunnschweiler, C., & Bulte, E. (2008). The resource curse revisited and revised: A tale of paradoxes and red herrings. *Journal of environmental economics and management*, 55(3), 248-264.
- Busse, M., Erdogan, C., & Mühlen, H. (2014). *China's impact on Africa. The role of trade, FDI and aid* (Working Paper 206), IIEE.
- Cadot, O., Carrere, C., & Strauss-Kahn, V. (2011). Export diversification: What's behind the hump? *Review of Economics and Statistics*, 93(2), 590-605.
- Cadot, O., Carrere, C., & Strauss-Kahn, V. (2013). Trade diversification, income, and growth: what do we know? *Journal of Economic Surveys*, 27(4), 790-812.
- Calderón, C. (2009). Trade, specialization, and cycle synchronization: Explaining output comovement between Latin America, China, and India. En Lederman, D., M. Olarreaga & G. Perry (eds.), *China's and India's challenge to Latin America: Opportunity or threat?* (pp. 39-100). Washington, D.C.: Banco Mundial.
- Campbell, J., & Perron, P. (1991). Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. En *NBER Macroeconomics Annual 1991, Volume 6* (pp. 141-220). Boston, MA: MIT press.

- Canning, D., & Pedroni, P. (2008). Infrastructure, long run economic growth and causality test for cointegrated panels. *The Manchester School*, 76(5, special issue), 504–27.
- Cárdenas, M., & Kugler, A. (2011). *The reversal of the structural transformation in Latin America after China's emergence*. Washington, D.C.: The Brookings Institution.
- CEPAL (2007). *Una revisión crítica de los métodos de series de tiempo y de datos de panel aplicados al caso de la hipótesis de export-led-growth*. México: UN CEPAL.
- Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M., Rebucci, A., & Xu, T. (2012). *China's emergence in the world economy and business cycles in Latin America*. Journal of Lacea Economía, LACEA.
- Cesarin, S. & Moneta, C. (Comp.) (2005). *China y América Latina. Nuevos enfoques sobre cooperación y desarrollo. ¿Una segunda ruta de la seda?* Buenos Aires: BID-INTAL.
- Chandra Parida, P. & Sahoo, P. (2007). Export-led growth in South Asia: a panel cointegration analysis. *International Economic Journal*, 21(2), 155-175.
- Chang, Y. (2004). Bootstrap unit root tests in panels with cross-sectional dependency. *Journal of Econometrics*, 120, 263–293.
- Chintrakarn, P., & Herzer, D. (2012). More inequality, more crime? A panel cointegration analysis for the United States. *Economics Letters*, 116(3), 389-391.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- Choi, I. (2006). Nonstationary panels. *Palgrave handbooks of econometrics*, 1, 511-539.
- Clerides, S., Lach, S., & Tybout, J. (1998). Is learning by exporting important? Micro-dynamic evidence from Colombia, Mexico, and Morocco. *Quarterly Journal of Economics*, 113 (3), 903-947.
- Coe, D., & Helpman, E. (1995). International R&D spillovers. *European Economic Review*, 39, 859-887.
- COMTRADE. *United Nations commodity trade statistics database*. <http://comtrade.un.org/>
- Corden, W. (1984). Booming sector and Dutch disease economics: survey and consolidation. *Oxford Economic Papers*, 359-380.
- Corden, W., & Neary, J. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal*, 825-848.
- Crespo Cuaresma, J. & Wörz, J. (2005). On export composition and growth. *Review of World Economics*, 141(1), 33-49.
- Cuddington, J., Ludema, R., & Jayasuriya, S. (2007). Prebisch-Singer Redux. En Lederman, D. & Maloney, W. (eds.), *Natural resources and development: are they a curse? Are they destiny?* World Bank/Stanford University Press.
- Dalum, B., Laursen, K., & Verspagen, B. (1999). Does specialization matter for growth? *Industrial and corporate change*, 8(2), 267-288.

- Damijan, J., Polanec, S., & Prašnikar, J. (2004). *Self-selection, export market heterogeneity and productivity improvements: firm level evidence from Slovenia* (Discussion paper 148). LICOS.
- De Ferranti, D., Perry, G., Lederman, D., & Maloney, W. (2002). *From natural resources to the knowledge economy: trade and job quality*. Washington, D.C.: Banco Mundial.
- De la Torre, A. (2011). *LAC succes put to the test* (Working Paper 63869), Banco Mundial.
- De Loecker, J. (2013). Detecting learning by exporting. *American Economic Journal: Microeconomics, American Economic Association, 5(3)*, 1-21.
- Devlin, R., Estevadeordal, A., & Rodríguez-Clare, A. (Eds.) (2007). *El impacto de China: Oportunidades y retos para América Latina y el Caribe*. Washington, D.C.: BID.
- Di Giovanni, J., & Levchenko, A. (2009). Trade openness and volatility. *The Review of Economics and Statistics, 91*, 558–585.
- Di Giovanni, J., & Levchenko, A. (2010). *The risk content of exports: a portfolio view of international trade* (Working Papers 16005), NBER.
- Diaw, D., & Lessoua, A. (2013). Natural resources exports, diversification and economic growth of CEMAC countries: on the impact of trade with China. *African Development Review, 25(2)*, 189-202.
- Direction of Trade Statistics (DOTS), FMI, data.imf.org.
- Doppelhofer, G., Miller, R., & Sala-i-Martin, X. (2000). *Determinants of long-term growth: a Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach* (Working Paper 7750), NBER.
- Dreger, C., & Herzer, D. (2013). A further examination of the export-led growth hypothesis. *Empirical Economics, 45(1)*, 39-60.
- Dumitrescu, E., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling, 29(4)*, 1450-1460.
- Dutt, P., Mihov, I., & Van Zandt, T. (2009). *Trade diversification and economic development*. Mimeo (INSEAD).
- Easterly, W., & Kraay, A. (2000). Small states, small problems? Income, growth, and volatility in small states. *World development, 28(11)*, 2013-2027.
- Eberhardt, M., & Bond, S. (2009). *Cross-section dependence in nonstationary panel models: a novel estimator* (MPRA Paper 17692), University Library of Munich, Germany.
- Emirmahmutoglu, F., & Kose, N. (2011). Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels. *Economic Modelling, 28(3)*, 870-876.
- Engle, R. & Granger, C. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica, 55*, 251-276.
- Feder, G. (1983). On exports and economic growth. *Journal of Development Economics, 12*, 59-73.

- Feenstra, R., & Hanson, G. (1997). Foreign direct investment and relative wages: Evidence from Mexico's maquiladoras. *Journal of international economics*, 42(3), 371-393.
- Feenstra, R., Inklaar, R. & Timmer, M. (2013). *The next generation of the Penn World Table*. www.ggdcd.net/pwt.
- Feenstra, R., & Kee, H. (2008). Export variety and country productivity: Estimating the monopolistic competition model with endogenous productivity. *Journal of International Economics*, 74(2), 500-518.
- Feenstra, R., & Rose, A. (2000). Putting things in order: Trade dynamics and product cycles. *Review of Economics and Statistics*, 82(3), 369-382.
- Ferchen, M. (2011). China–Latin America relations: long-term boon or short-term boom? *The Chinese Journal of International Politics*, 4, 55-86.
- Fisher, R. (1932). *Statistical methods for research workers*. Edinburgh: Oliver and Boyd.
- Gallagher, K., & Porzecanski, R. (2008). China matters: China's economic impact in Latin America. *Latin American Research Review*, 185-200.
- Gelb, A. (1988). *Financial policies, efficiency, and growth: An analysis of broad cross-section relationships*. Washington, D.C.: Banco Mundial.
- Ghatak, S., Milner, C., & Utkulu, U. (1997). Exports, export composition and growth: cointegration and causality evidence for Malaysia. *Applied Economics*, 29(2), 213-223.
- Ghosh, A., Gulde, A., Ostry, J., & Wolf, H. (1997). *Does the nominal exchange rate regime matter?* (Working Paper 5874), NBER.
- Giles, J. & Williams, C. (2000a). Export-led growth: a survey of the empirical literature and some non-causality results. Part 1. *Journal of International Trade & Economic Development*, 9(3), 261-337.
- Giles, J., & Williams, C. (2000b). Export-led growth: a survey of the empirical literature and some non-causality results. Part 2. *Journal of International Trade & Economic Development*, 9(4), 445-470.
- Girma, S., Greenaway, D., & Kneller, R. (2004). Does exporting lead to better performance? A microeconomic analysis of matched firms. *Review of International Economics*, 12(5), 855-866.
- Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models: cross spectral methods. *Econometrica*, 37, 424-38.
- Greenaway, D., Morgan, W., & Wright, P. (1997). Trade liberalization and growth in developing countries: Some new evidence. *World Development*, 25(11), 1885-1892.
- Greenaway, D., & Sapsford, D. (1994). What does liberalisation do for exports and growth? *Review of World Economics*, 130, 152-174.
- Grossman, G., & Helpman, E. (1991). *Innovation and growth in the global economy*. Cambridge, MA: MIT Press.

- Grossman, G., & Rossi-Hansberg, E. (2008). Trading tasks: a simple theory of offshoring. *American Economic Review*, 98(5), 1978-1997.
- Gutierrez de Pineres, S., & Cantavella-Jorda, M. (2007). Export-led growth: are the results robust across methodologies and/or data sets? A case study of Latin America. *Applied Economics*, 39(12), 1475-1500.
- Gutierrez de Piñeres, S., & Ferrantino, M. (1997). Export diversification and structural dynamics in the growth process: The case of Chile. *Journal of development Economics*, 52(2), 375-391.
- Gylfason, T. (2004). *Natural resources and economic growth: from dependence to diversification* (CEPR Discussion Papers 4804), CEPR.
- Gylfason, T., Herbertsson, T., & Zoega, G. (1999). A mixed blessing: Natural resources and economic growth. *Macroeconomic Dynamics*, 3, 204-225.
- Haddad, M., Lim, J., Pancaro, C., & Saborowski, C. (2013). Trade openness reduces growth volatility when countries are well diversified. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 46(2), 765-790.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3, 148-161.
- Hallak, J. (2006). Product quality and the direction of trade. *Journal of International Economics*, 62, 238-265.
- Hausmann, R., Hwang, J., & Rodrik, D. (2007). What you export matters. *Journal of economic growth*, 12(1), 1-25.
- Hausmann, R., & Klinger, B. (2006). *Structural transformation and patterns of comparative advantage in the product space* (Working Paper Series 06-041), Harvard University, John F. Kennedy School of Government.
- Hausmann, R., & Rodrik, D. (2003). Economic development as self discovery. *Journal of Development Economics*, 72(2), 603-633.
- Havrylyshyn, O. (1990). Trade policy and productivity gains in developing countries. A survey of the literature. *The World Bank Research Observer*, 5(1), 1-24.
- Helpman, E., & Krugman, P. (1985). *Market structure and foreign trade*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Herzer, D. (2008). The long-run relationship between outward FDI and domestic output: evidence from panel data. *Economics Letters*, 100, 146-149.
- Herzer, D., Hühne, P., & Nunnenkamp, P. (2014). FDI and income inequality-Evidence from Latin American economies. *Review of Development Economics*, 18(4), 778-793.
- Hesse, H. (2006). *Export diversification and economic growth*. Washington, D.C.: Banco Mundial.

- Hidalgo, C., Klinger, B., Barabási, A., & Hausmann, R. (2007). The product space conditions the development of nations. *Science*, 317(5837), 482-487.
- Hlouskova, J., & Wagner, M. (2006). The performance of panel unit root and stationarity tests: results from a large scale simulation study. *Econometric Reviews*, 25(1), 85-116.
- Ho, C., Wang, W., & Yu, J. (2013). Growth spillover through trade: A spatial dynamic panel data approach. *Economics Letters*, 120(3), 450-453.
- Hsiao, F., & Hsiao, M. (2006). FDI, exports, and GDP in East and Southeast Asia-Panel data versus time-series causality analyses. *Journal of Asian Economics*, 17(6), 1082-1106.
- Hummels, D., & Klenow, P. (2005). The variety and quality of a nation's exports. *American Economic Review*, 704-723.
- Hurlin, C. & Venet, B. (2001). *Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients* (Economics Papers 123456789/6159), Paris Dauphine University.
- Iacovone, L. & Javorcik, B. (2010). Multi-product exporters: product churning, uncertainty and export discoveries. *Economic Journal, Royal Economic Society*, 120(544), 481-499.
- Im, K., Pesaran, M., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.
- Indicadores de Desarrollo Mundial (WDI). Banco Mundial. <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>.
- International Financial Statistics (IFS), FMI, data.imf.org.
- Irwin, D. (2000). *How did the United States become a net exporter of manufactured goods?* (Working Paper 7638), NBER.
- Jansen, M. (2004). *Income volatility in small and developing economies: export concentration matters* (Discussion Paper 3), World Trade Organization (WTO).
- Jenkins, R. (2011). The “China effect” on commodity prices and Latin American export earnings. *CEPAL Review*, 103, 73-87.
- Jenkins, R. (2012). Latin America and China-a new dependency? *Third World Quarterly*, 33(7), 1337-1358.
- Jenkins, R. & Dussel Peters, E. (Eds.) (2009). *China and Latin America: Economic relations in the twenty-first century*. Bonn y México: DIE y UNAM-CECHIMEX.
- Jenkins, R., Dussel Peters, E., & Moreira, M. (2008). The impact of China on Latin America and the Caribbean. *World Development*, 36(2), 235-253.
- Jun, S. (2013). International trade and economic growth: Evidence from Latin American countries. *Journal of Economic Research*, 18, 259-291.
- Kaldor, N. (1970). The case for regional policies. *Scottish Journal of Political Economy*, 18, 337-348.
- Kali, R., Méndez, F., & Reyes, J. (2007). Trade structure and economic growth. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 16(2), 245-269.

- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Kaplinsky, R., Terheggen, A., & Tijaja, J. (2010). *What happens when the market shifts to China? The Gabon timber and Thai cassava value chains* (Policy Research Working Paper Series 5206), Banco Mundial.
- Karlsson, S., & Löthgren, M. (2000). On the power and interpretation of panel unit root tests. *Economics Letters*, 66(3), 249-255.
- Kim, J. (2009). The technological level of exports and economic growth. *Journal of Economic Research*, 14, 285-308.
- Klinger, B. (2009). Is South-South trade a testing ground for structural transformation? *UN Policy Issues in International Trade and Commodities Study*, (40).
- Konya, L. (2006). Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach. *Economic Modelling*, 23(6), 978-992.
- Krueger, A. (1978). *Foreign trade regimes and economic development: liberalization attempts and consequences*. Cambridge, MA: Balinger.
- Krueger, A. (1985). The experience and lessons of Asia superexporters. En Corbo, V., Krueger, A., & Ossa, F. (Eds.) *Export-oriented development strategies: the success of five newly industrialized countries*. London: Westview Press.
- Kummer-Noormamode, S. (2014). Does trade with China have an impact on African countries' growth? *African Development Review*, 26(2), 397-415.
- Lall, S., Weiss, J., & Oikawa, H. (2005). China's competitive threat to Latin America: an analysis for 1990-2002. *Oxford Development Studies*, 33(2), 163-194.
- Lederman, D., & Maloney, W. (2003). *Trade structure and growth* (Policy Research Working Paper Series 3025), Banco Mundial.
- Lederman, D., & Maloney, W. (2012). *Does what you export matter? In search of empirical guidance for industrial policies*. Washington, D.C.: Banco Mundial.
- Lederman, D., Olarreaga, M., & Perry, G. (Eds.) (2009). *China's and India's challenge to Latin America: Opportunity or threat?* Washington, D.C.: Banco Mundial.
- Lederman, D., Olarreaga, M., & Rubiano, E. (2006). *Latin America's trade specialization and China and India's growth*. Washington, D.C.: Banco Mundial.
- Lederman, D., Olarreaga, M. & Soloaga, I. (2007). *The growth of China and India in world trade: opportunity or threat for Latin America and the Caribbean?* (Policy Research Working Paper Series 4320), Banco Mundial.
- Lee, J. (2011). Export specialization and economic growth around the world. *Economic Systems*, 35(1), 45-63.

- Lee, C., & Huang, B. (2002). The relationship between exports and economic growth in East Asian countries: a multivariate threshold autoregressive approach. *Journal of Economic Development*, 27(2), 45-68.
- Levin, A., Lin, C., & Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Little, I., Scitovsky, T., & Scott, M. (1970). *Industry and trade in some developing countries*. Oxford: Oxford University Press.
- López, R. (2005). Trade and growth: reconciling the macroeconomic and microeconomic evidence. *Journal of Economic Surveys*, 19(4), 623-648.
- López, A. & Ramos, D. (2009). The Argentine Case. En Jenkins, R. & Dussel Peters, E. (Eds.) *China and Latin America: Economic relations in the twenty-first century*. Bonn y México: DIE y UNAM-CECHIMEX.
- Love, J., & Chandra, R. (2005). Testing export-led growth in South Asia. *Journal of Economic Studies*, 32(2), 132-145.
- Lutz, M., & Singer, H. (1994). The link between increased trade openness and the terms of trade: An empirical investigation. *World Development*, 22(11), 1697-1709.
- Maddala, G., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631-652.
- Maneschiöld, P. (2008). A note on the export-led growth hypothesis: A time series approach. *Cuadernos de economía*, 45(132), 293-302.
- Mark, N., & Sul, D. (2001). Nominal exchange rates and monetary fundamentals: Evidence from a small post-Bretton Woods panel. *Journal of International Economics*, 53, 29-52.
- Martin, W., & Mitra, D. (2001). Productivity growth and convergence in agriculture versus manufacturing. *Economic Development and Cultural Change*, 49(2), 403-422.
- Maswana, J. (2009). Can China trigger economic growth in Africa? *Chinese Economy*, 42(2), 91-105.
- Matsuyama, K. (2007). Beyond icebergs: towards a theory of biased globalization. *The Review of Economic Studies*, 74, 237-253.
- Mendoza, E. (1997). Terms-of-trade uncertainty and economic growth. *Journal of Development Economics*, 54(2), 323-356.
- Mesquita Moreira, M. (2007). Fear of China: is there a future for manufacturing in Latin America? *World Development*, 35(3), 355-376.
- Michaely, M. (1977). Exports and economic growth: an empirical investigation. *Journal of Development Economics*, 4, 49-53.
- Moschos, D. (1989). Export expansion, growth and the level of economic development: an empirical analysis. *Journal of Development Economics*, 30, 93-102.

- Murshed, S., & Serino, L. (2011). The pattern of specialization and economic growth: The resource curse hypothesis revisited. *Structural Change and Economic Dynamics*, 22(2), 151-161.
- Nain, M., & Ahmad, W. (2010). Export-led growth hypothesis in India: some further evidences. *The IUP Journal of Monetary Economics*, 8(3), 69-82.
- Nasreen, S. (2011). Export-growth linkages in selected Asian developing countries: evidence from panel data analysis. *Asian Journal of Empirical Research*, 1(1), 1-13.
- Ocampo, J. (2012). *The development implications of external integration in Latin America* (Working Paper 2012/48), WIDER.
- Oh, K. (1996). Purchasing power parity and unit roots tests using panel data. *Journal of International Money and Finance*, 15, 405-418.
- Omisakin, O., Adeniyi, O., & Omojolaibi, A. (2009). Foreign direct investment, trade openness and growth in Nigeria. *Journal of Economic Theory*, 3(2), 13-18.
- Park, J., & Prime, P. (1997). Export performance and growth in China: a cross-provincial analysis. *Applied Economics*, 29, 1353-63.
- Parteka, A., & Tamberi, M. (2008). Determinants of export diversification: An empirical investigation. *Universita Politecnica delle Marche, Dipartimento di Economia Quaderno di Ricerca*, (327).
- Paus, E. (2009). The rise of China: Implications for Latin American development. *Development Policy Review*, 27(4), 419-456.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1-Special Issue), 653-670.
- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. En Baltagi, B. (Ed.) *Advances in Econometrics: Nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels*, Vol. 15 (pp. 93-130). Oxford: Elsevier Science Ltd.
- Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *The Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597-625.
- Pedroni, P. (2007). Social capital, barriers to production and capital shares: implications for the importance of parameter heterogeneity from a nonstationary panel approach. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 429-451.
- Pedroni, P. & Ricci, L. (2010). *Nonlinear panel cointegration: Exchange rate fundamentals and capital account liberalization*. Presentado en Festschrift in Honor of Giancarlo Gandolfo, Roma.

- Pedroni, P. & Urbain, J. (2007). *The econometrics of non stationary panels*. Oxford: Oxford University Press.
- Peretto, P. (2012). Resource abundance, growth and welfare: A Schumpeterian perspective. *Journal of Development Economics*, 97(1), 142-155.
- Peretto, P., & Valente, S. (2011). Resources, innovation and growth in the global economy. *Journal of Monetary Economics*, 58(4), 387-399.
- Perron, P. (1991). *Test consistency with varying sampling frequency*. *Econometric Theory*, 7, 341-368.
- Persyn, D., & Westerlund, J. (2008). Error-correction-based cointegration tests for panel data. *Stata Journal*, 8(2), 232-241.
- Pesaran, M. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Working Papers in Economics 0435), Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74, 967-1012.
- Pesaran, M. (2007). A pair-wise approach to testing for output and growth convergence. *Journal of Econometrics*, 138, 312-355.
- Pesaran, M. (2012). On the interpretation of panel unit root tests. *Economics Letters*, 116(3), 545-546.
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (1997). *Estimating long-run relationships in dynamic heterogeneous panels* (Working Papers Amalgamated Series 9721), DAE.
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Pesaran, M., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- Phillips, P., & Moon, H. (2000). Nonstationary panel data analysis: an overview of some recent developments. *Econometric Reviews*, 19(3), 263-286.
- Pistori, B., & Rinaldi, A. (2012). Exports, imports and growth: New evidence on Italy: 1863-2004. *Explorations in economic history*, 49(2), 241-254.
- Prebisch, R. (1950). *The economic development of Latin America and its principal problems*. Nueva York: CEPAL.
- Ram, R. (1987). Exports and economic growth in developing countries: evidence from time-series and crosssection data. *Economic Development and Cultural Change*, 36, 51-72.
- Redding, S. (2002). Path dependence, endogenous innovation, and growth. *International Economic Review*, 43(4), 1215-1248.
- Regolo, J. (2013). Export diversification: How much does the choice of the trading partner matter? *Journal of International Economics*, 91(2), 329-342.

- Reppas, P., & Christopoulos, D. (2005). The export-output growth nexus: Evidence from African and Asian countries. *Journal of Policy Modeling*, 27(8), 929-940.
- Rivera-Batiz, L., & Romer, P. (1991). Economic integration and endogenous growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 106, 531-555.
- Roberts, M., & Tybout, J. (1997). The decision to export in Colombia: An empirical model of entry with sunk costs. *American Economic Review*, 87(4), 545-564.
- Rodriguez, F., & Sachs, J. (1999). Why do resource-abundant economies grow more slowly? *Journal of Economic Growth*, 4(3), 277-303.
- Romalís, J. (2004). Factor proportions and the structure of commodity trade. *American Economic Review*, 94, 67-97.
- Romer, P. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Romer, P. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), 71-102.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Rosales, O., & Herreros, S. (2013). Trade and trade policy in Latin America and the Caribbean: recent trends, emerging challenges. *Journal of International Affairs*, 66(2), 31-49.
- Rosales, O., & Kuwayama, M. (2007). América Latina al encuentro de China e India: perspectivas y desafíos en comercio e inversión. *Revista de la CEPAL*, 93, 85-108.
- Rosales, O., & Kuwayama, M. (2012). *China and Latin America and the Caribbean Building a strategic economic and trade relationship*. Santiago de Chile: CEPAL.
- Sachs, J., & Warner, A. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45(4), 827-838.
- Sala-i-Martin, X. (1997). I just ran two million regressions. *The American Economic Review*, 87(2), 178-183.
- Saldarriaga, M., & Winkelried, D. (2013). Trade linkages and growth in Latin America: An SVAR analysis. *Economie Internationale, CEPII Research Center*, 135-136, 13-28.
- Salvatore, D., & Hatcher, T. (1991). Inward and outward oriented trade strategies. *Journal of Development Studies*, 27, 7-25.
- Sanguinetti, P., Pantano, J., & Posadas, J. (2004). *Regional integration and trade diversification in South-South agreements: Evidence from MERCOSUR*. Buenos Aires: Universidad Torcuato Di Tella.
- Santiso, J. (2006) ¿Realismo mágico? China e India en América Latina y África. *Economía Exterior*, 38(3), 59-69.

- Schiff, M., & Wang, Y. (2008). North-south and south-south trade-related technology diffusion: How important are they in improving tfp growth? *The Journal of Development Studies*, 44(1), 49-59.
- Serino, L. (2008). *An investigation of the competitiveness hypothesis of the resource curse* (ISS Working Paper 455), Institute of Social Studies, The Hague.
- Shin, G., & Pedroni, P. *RATS code for common factor extraction* (bai-ng-panic.prg).
- Silverstovs, B., & Herzer, D. (2007). Manufacturing exports, mining exports, and growth: cointegration and causality analysis for Chile (1960-2001). *Applied Economics*, 39, 153-167.
- Singer, H. (1950). The distribution of gains between investing and borrowing countries. *American Economic Review*, 40(2), 473-485.
- Singer, H., & Gray, H. (1988). Trade policy and growth of developing countries: some new data. *World Development*, 16, 395-403.
- Sinnot, E., Nash, J., de la Torre, A. (2010). *Natural resources In Latin America and the Caribbean. Beyond booms and busts*. Washington, D.C.: Banco Mundial.
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Spilimbergo, A. (2000) Growth and trade: the North can lose. *Journal of Economic Growth*, 5, 131-146.
- Stock, J., & Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61, 783-820.
- Stokey, N. (1991). The volume and composition of trade between rich and poor countries. *The Review of Economic Studies*, 58(1), 63-80.
- Sutton, J., & Trefler, D. (2011). *Deductions from the export basket: Capabilities, wealth and trade* (Working Paper 16834), NBER.
- Tekin, R. (2012). Economic growth, exports and foreign direct investment in least developed countries: a panel granger causality analysis. *Economic Modelling*, 29, 868-878.
- Thirlwall, A. (2000). Trade Agreements, trade liberalization and economic growth: a selective survey. *African Development Review*, 12(2), 129-160.
- Thornton, J. (1996). Cointegration, causality and export-led growth in Mexico, 1895-1992. *Economics Letters*, 50, 413-416.
- Thornton, J. (1997). Exports and economic growth: evidence from nineteenth century Europe. *Economics Letters*, 55, 235-240.
- Toda, H., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Tornell, A., & Lane, P. (1999). The voracity effect. *American Economic Review*, 89(1), 22-46.

- Torvik, R. (2001). Learning by doing and the Dutch Disease. *European Economic Review*, 45, 285-306.
- Tyler, W. (1981). Growth and export expansion in developing countries: some empirical evidence. *Journal of Development Economics*, 9, 121-30.
- Vacek, P. (2010). *Productivity gains from exporting: do export destinations matter?* (IES Working Paper 18/2010), IES.
- Van Wijnbergen, S. (1984). The Dutch Disease': a disease after all? *The Economic Journal*, 94(373), 41-55.
- Verhoogen, E. (2008). Trade, quality upgrading, and wage inequality in the Mexican manufacturing sector. *Quarterly Journal of Economics*, 123(2), 489-530.
- Villoria, N. (2012). The effects of China's growth on the food prices and the food exports of other developing countries. *Agricultural Economics*, 43(5), 499-514.
- Viner, J. (1952). *International trade and economic development*. Glencoe, Ill: Free Press.
- Wagner, J. (2007). Exports and productivity in Germany. *Applied Economics Quarterly*, 53(4), 353-373.
- Wagner, M., & Hlouskova, J. (2009). The performance of panel cointegration methods: results from a large scale simulation study. *Econometric Reviews*, 29(2), 182-223.
- Weinhold, D., & Rauch, J. (1999). Openness, specialization, and productivity growth in less developed countries. *The Canadian Journal of Economics*, 32(4), 1009-1027.
- Westerlund, J. *GAUSS code for test of cointegration in dependent panels with structural breaks* (panellmcoint.prg).
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
- Westerlund, J., & Edgerton, D. (2008). A simple test for cointegration in dependent panels with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(5), 665-704.
- Wright, G., & Czelusta, J. (2004). Why economies slow? The myth of the resource curse. *Challenge*, 47(2), 6-38.
- Xu, Z. (1996). On the causality between export growth and GDP growth: an empirical reinvestigation. *Review of International Economics*, 4, 172-184.
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.