



Pontificia Universidad
JAVERIANA
Bogotá

CUMPLIMIENTO DE LA CONDICIÓN DE MARSHALL-LERNER EN EL COMERCIO DE COLOMBIA CON CHILE, MÉXICO Y PERÚ PARA LOS SECTORES AGRICULTURA, MINERÍA Y MANUFACTURA

TABLA DE CONTENIDO

Resumen	2
Sección 1. Introducción	3
a. Contexto	3
a. Revisión de la literatura	4
a. Aportes de la investigación	5
Sección 2. Modelo	6
Sección 3. Datos	8
Sección 4. Resultados econométricos	12
a. Pruebas de raíz unitaria	12
1. Fundamentos metodológicos de la prueba de raíz unitaria	13
b. Pruebas de cointegración	16
1. Fundamentos metodológicos de la prueba de cointegración de Pedroni	17
c. Mínimos Cuadrados Ordinarios Totalmente Modificados (“FMOLS”)	22
1. Fundamentos metodológicos de la estimación por <i>FMOLS</i>	22
Sección 5. Conclusiones	26
Sección 6. Apéndices	28
Sección 7. Bibliografía	29



Pontificia Universidad
JAVERIANA
Bogotá

CUMPLIMIENTO DE LA CONDICIÓN DE MARSHALL-LERNER EN EL COMERCIO DE COLOMBIA CON CHILE, MÉXICO Y PERÚ PARA LOS SECTORES AGRICULTURA, MINERÍA Y MANUFACTURA

Diana Margarita Beltrán Gutiérrez

Trabajo de grado – Maestría en Economía

Junio 2016

Resumen

Este trabajo de grado pretende probar si se cumple la condición de Marshall-Lerner (M-L) para tres industrias relacionadas con el comercio exterior de Colombia con Chile, México y Perú en las áreas de agricultura, minería y manufactura. El análisis será llevado a cabo para el período de 2001 a 2012, por medio de la metodología planteada por Pedroni (1999, 2004) de paneles de series de tiempo. A partir del análisis se encuentra evidencia de que una depreciación real no conlleva a una mejora en balanza comercial ya que la suma de las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones no es significativamente mayor a uno en ninguna de las industrias. La condición de Marshall Lerner, de manera desagregada, no se cumple para el comercio entre Colombia y los demás integrantes de la Alianza del Pacífico.

Palabras clave: Condición de Marshall Lerner, Depreciación real, Balanza comercial, Elasticidades precio, Comercio exterior, Paneles de series de tiempo.

Sección 1. Introducción

a. Contexto

Los estudios desagregados que se encuentran sobre Colombia y la condición de Marshall-Lerner (M-L) son limitados. El método utilizado por Solórzano¹ puede resultar en regresiones espurias, haciéndose necesario el uso de una metodología más reciente para analizar si existen relaciones estables de largo plazo entre las variables macroeconómicas de la forma predicha por la condición M-L.

Dadas las razones previas, este trabajo de grado busca probar si se cumple la condición M-L en el comercio de tres industrias colombianas (agricultura, minería y manufactura) con Chile, México y Perú, siendo estos los integrantes de la Alianza del Pacífico.

La condición M-L sostiene que una depreciación real genera una mejora en la balanza comercial si la suma de los valores absolutos de las elasticidades precio de las exportaciones y las importaciones es mayor a uno. Se analizará si una devaluación de la moneda colombiana contra el sol peruano, el peso chileno y el peso mexicano tiene un efecto positivo en la balanza comercial de cada industria.

La Alianza del Pacífico fue creada el 28 de abril de 2011 y está conformada por Colombia, Chile, México y Perú. Su propósito es el de fortalecer la integración y diseñar acciones conjuntas para sus vinculaciones comerciales con países del Asia Pacífico, por medio de acuerdos comerciales bilaterales. De esto se deriva la importancia de analizar las relaciones comerciales entre los miembros de este bloque económico.

Las industrias de agricultura, minería y manufactura fueron seleccionadas pues estas significaron en conjunto el 29.07% del PIB, y el 99% del comercio exterior total en exportaciones como en importaciones de Colombia en 2012, por lo que son industrias claves en la balanza comercial colombiana.

¹ Ver Solórzano (2010). Efectos del tipo de cambio en la balanza comercial: Condición Marshall Lerner para el caso Ecuatoriano (1990 – 2007).

Entre enero y julio de 2012² la participación conjunta de Chile, México y Perú en las exportaciones e importaciones colombianas totales fue de 7.3% y 15.2%, respectivamente. Asimismo, actualmente Colombia cuenta con tratados de libre comercio con Chile (mayo de 2009), México (agosto de 2011) y Perú (junio de 2012) por lo que el análisis a realizar es útil para el contexto actual de Colombia.

b. Revisión de la literatura

En la literatura se encuentran estudios en países latinoamericanos que confirman la presencia de la condición M-L, aunque pocos se refieren al comercio colombiano desagregado. El análisis sobre el caso colombiano realizado por Solórzano (2010)³ presenta un estudio desagregado del comercio bilateral entre Ecuador y Colombia usando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios para realizar la estimación de las ecuaciones de exportaciones e importaciones. En este estudio el sector minero es el único que cumple con la condición M-L. No obstante, esta metodología presenta problemas ya que si hay un manejo erróneo de los datos no estacionarios la evidencia puede resultar siendo espuria.

Obando et Al. (2005) hacen uso del método de cointegración de Johansen en un estudio del comercio exterior colombiano. Encuentran que la condición M-L se cumple. La sensibilidad de la tasa de cambio real se explica por el bajo valor agregado de los bienes transados que requieren que la competencia se de a través de la depreciación de la tasa de cambio real.

Otros estudios internacionales que hacen uso de la metodología de cointegración de Johansen, muestran evidencia del cumplimiento de la condición M-L. Algunos de estos se exponen a continuación.

El artículo presentado por Ekblad y Parmler (2005) estudia el comercio de Suecia con sus principales aliados comerciales y concluye que la condición M-L se cumple para dos de los ocho países incluidos en el análisis. Adicionalmente, resaltan que en el caso de Japón, donde no se evidencia una relación de largo plazo entre las exportaciones y la tasa de cambio con ningún aliado, se presenta un fenómeno llamado comportamiento de precios contra mercado ("*pricing to market behaviour*"). Este fenómeno ocurre cuando, como respuesta a las variaciones en la tasa de cambio que afectan negativamente las

² Información del Ministerio de Comercio, industria y Turismo de Colombia.

³ Ver Solórzano (2010). Efectos del tipo de cambio en la balanza comercial: Condición Marshall Lerner para el caso Ecuatoriano (1990 – 2007).

exportaciones, los japoneses ajustan sus precios y sus márgenes para mantener su participación de mercado.

Una alternativa a la cointegración de Johansen, que puede ser más adecuada a la naturaleza de los datos agregados de comercio internacional, es la cointegración con paneles de series de tiempo formulada por Pedroni (1999, 2004). A través de este método, Chiu et Al. (2010), y Hatemi e Irandoust (2005) encuentran evidencias del cumplimiento de la condición M-L.

Hatemi e Irandoust (2005) estudian el comercio bilateral entre Suecia y sus seis principales aliados comerciales. Para esto hacen uso de las pruebas de raíz unitaria y cointegración panel propuestas por Pedroni (1999, 2004), seguido por la estimación de las elasticidades por el método de mínimos cuadrados ordinarios con variables dummy. De estos resultados se concluye que la condición M-L sólo se cumple para Alemania por lo que las devaluaciones bilaterales parecen no mejorar la balanza comercial con el resto de socios comerciales considerados.

Chiu et al. (2010) resaltan que esta metodología tiene tres puntos principales. De una parte, se hace uso de un panel de países y no un solo país, lo que permite observar el comportamiento de un país individual mediante el comportamiento de otros países. Adicionalmente, los resultados de estudios previos pueden ser ineficientes y estar sesgados dado el problema de endogeneidad que puede ser corregido mediante el uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios Totalmente Modificados (*FMOLS – “Fully Modified Ordinary Least Squares”*). A diferencia de otros estudios, los modelos de datos panel resultan en menor colinealidad, mayores grados de libertad, mayor eficiencia y control de la heterogeneidad individual. Dado que los resultados pueden sufrir del sesgo de agregación por el uso de información comercial agregada, se hace uso de una balanza comercial bilateral desagregada para estudiar las relaciones de largo plazo entre las variables.

c. Aportes de la investigación

De acuerdo con la evidencia presentada en la literatura, en la mayoría de los casos se encuentra evidencia de la condición M-L. El presente trabajo utilizará el método de cointegración de panel de series de tiempo planteado por Pedroni (1999) y la estimación del vector de cointegración se realizará mediante FMOLS. Para aprovechar las propiedades de las secciones transversales (lo cual ayuda a

mejorar el resultado de las pruebas y de la estimación) se hace uso de una muestra ampliada de países latinoamericanos que incluye además a Brasil, Argentina y Ecuador, aunque los resultados se centran en los miembros de la Alianza del Pacífico. Este análisis desagregado se lleva a cabo con datos trimestrales para el período 2001- 2012.

A partir del análisis se encuentra evidencia de que una depreciación real no conlleva a una mejora en balanza comercial ya que la suma de las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones no es significativamente mayor a uno en ninguna de las industrias. La condición de Marshall Lerner, de manera desagregada, no se cumple para el comercio entre Colombia y los demás integrantes de la Alianza del Pacífico.

Este documento está compuesto de cinco secciones incluyendo esta introducción. En la sección dos se plantea formalmente el modelo y se describe la metodología elegida con el fin de probar si existe cointegración entre las variables y posteriormente estimar el vector de cointegración. En la sección tres se presentan los datos utilizados. En la sección cuatro se presentan y se analizan los resultados de las estimaciones. Finalmente, la sección cinco presenta las conclusiones del trabajo.

Sección 2. Modelo

El comercio bilateral entre Colombia y sus aliados comerciales es representado en las siguientes ecuaciones logarítmicas.

$$IMP^{Col}_{i,j,t} = \alpha^{IMP}_{i,j} + \beta^{IMP}_{i,j} P^{Col}_t + \gamma^{IMP}_{i,j} \overline{ITCR}^{Col}_{i,t} + e^{IMP}_{i,j,t} \quad (1)$$

$$EXP^{Col}_{i,j,t} = \alpha^{EXP}_{i,j} + \beta^{EXP}_{i,j} Y_{i,t} + \gamma^{EXP}_{i,j} \overline{ITCR}^{Col}_{i,t} + e^{EXP}_{i,j,t} \quad (2)$$

Donde $X_{i,t,t}$ $\ln X_{i,t,t}$ $\overline{\ln X_{i,t,t}}$, siendo $\overline{\ln X_{i,t,t}} = N^{-1} \sum_{t=1}^N (\ln X_{i,t,t})$

Para $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; $j=1, \dots, J$.

Donde $IMP^{Col}_{i,j,t}$ se refiere a las importaciones que hace Colombia del sector j (agricultura, minería, manufactura) de los países i de la muestra (Perú, México, Chile, Argentina, Brasil y Ecuador); Y^{Col}_t es el PIB colombiano agregado; $\overline{ITCR}^{Col}_{i,t}$ es el índice de tasa de cambio real bilateral (valor de una canasta

en el extranjero (numerador), comparada con la misma canasta en Colombia (denominador)); $EXP_{i,j,t}$ se refiere a las exportaciones que hace Colombia por sector j , a los países de la muestra; $\overline{Y}_{i,t}$ es el PIB agregado de los países incluidos.

Para mejorar el resultado de las pruebas y la estimación se aprovechan las propiedades de las secciones transversales, y para observar el comportamiento de un país individual mediante la conducta de los otros, se hace uso de una muestra ampliada de países latinoamericanos (N países en la muestra). Colombia es el país base sobre el cual se analizan las relaciones de largo plazo con los demás integrantes de la Alianza del Pacífico. T es la dimensión de series de tiempo trimestral que va desde 2001 a 2012, y J se refiere a las industrias de agricultura, minería y manufactura.

En el modelo se espera que al aumentar el índice de tasa de cambio real bilateral (depreciación real), las exportaciones aumenten pues los bienes colombianos se vuelven relativamente más baratos frente a los bienes extranjeros, por lo que el coeficiente γ^{EXP} de la ecuación (2) debería ser positivo. Por otro lado, si la depreciación real resulta en una disminución en las importaciones, el coeficiente γ^{IMP} de la ecuación (1) debería ser negativo.

Para ver si existe cointegración entre las variables y analizar cómo estas se relacionan en el largo plazo, se hace uso del método de cointegración panel planteado por Pedroni (1999, 2004).

En estudios donde se han utilizado métodos de cointegración, existen datos de series de tiempo disponibles para varios países. Sin embargo, no había un método para llevar a cabo pruebas de cointegración para paneles de series de tiempo agrupados (*"pooled"*), en casos en donde se espera que las propiedades de largo plazo se cumplan para grupos de países. Los métodos convencionales como el de Johansen pueden volverse inviables al aumentar la dimensión de las secciones transversales y es por esto que surge la metodología planteada por Pedroni (1999, 2004). Éste argumenta que el agrupar series de tiempo con métodos convencionales supone un grado de sacrificio significativo en términos de la permisibilidad de la heterogeneidad de las series de tiempo individuales. Por esto el autor plantea pruebas panel de cointegración que permiten un modelamiento flexible de la heterogeneidad entre los

miembros del panel⁴ (lo cual usualmente no se puede hacer en técnicas panel tradicionales), para evitar problemas de estimación no consistente causada por heterogeneidad. El método resulta en propiedades econométricas deseables de no estacionariedad y cointegración, distinguir entre relaciones de estado estacionario de largo plazo y la dinámica de corto plazo, y las distribuciones que se utilizan son simples (normal estándar) a diferencia de métodos convencionales que generalmente tienen distribuciones que no son estándar (como los procesos de Wiener).

Sección 3. Datos

Para llevar a cabo el trabajo se utilizan datos disponibles en el Banco Central de Reserva del Perú, Banco de la República, Banco Central de Chile, CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe), LegisComex (declaraciones de importación y exportación presentadas a las autoridades), y el DANE (Departamento Administrativo Nacional de Estadística).

Las series trimestrales que se utilizan para el período 2001-2012 para Colombia, Perú, México, Chile, Argentina, Brasil y Ecuador son: PIB por ramas de actividad, importaciones y exportaciones bilaterales por industria, y tasa de cambio real bilateral entre Colombia y los demás países de la muestra⁵.

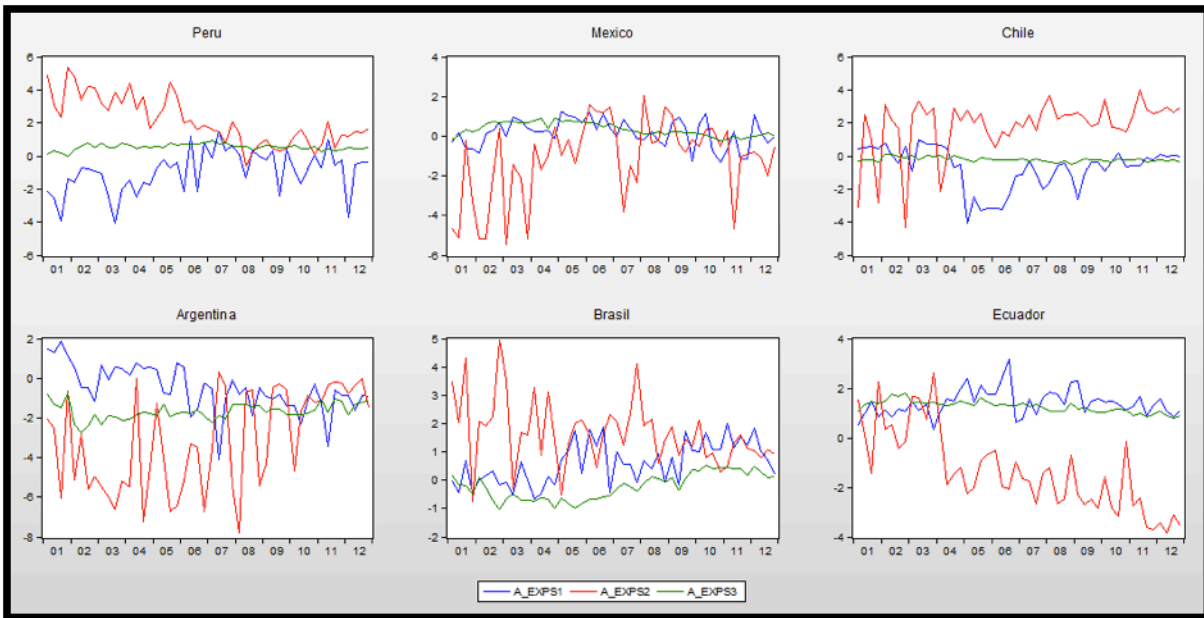
A continuación se presentan las gráficas de las series de tiempo relevantes para este estudio⁶.

⁴ Ver Pedroni (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis

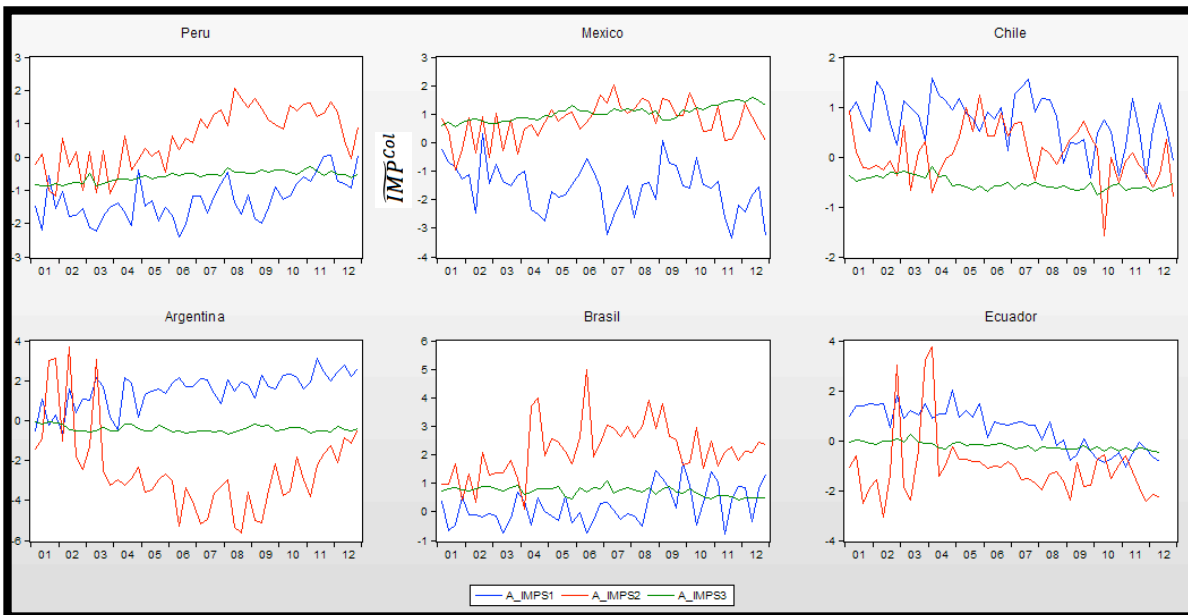
⁵ Ver apendice 1 para ver las unidades originales de las series y las correcciones realizadas a las mismas.

⁶ Las cantidades en el eje y de las gráficas se encuentran expresadas en logaritmos naturales, como se describe previamente en la explicación del modelo. El eje x se refiere a los años incluidos en la muestra.

Gráfica 1. Exportaciones desagregadas de Colombia a Perú, México, Chile, Argentina, Brasil y Ecuador entre 2001 y 2012 (EXPS1- Agricultura; EXPS2 – Minería; EXPS3 – Manufactura)



Gráfica 2. Importaciones de Colombia a Perú, México, Chile, Argentina, Brasil y Ecuador entre 2001 y 2012 (IMPS1- Agricultura; IMPS2 – Minería; IMPS3 – Manufactura)



La gráfica 1 y 2 revelan la balanza comercial de Colombia frente a sus diferentes socios comerciales para el período comprendido entre 2001-2012, en periodicidad trimestral.

El análisis por país muestra que para el caso de Perú, las exportaciones mineras han tenido una tendencia descendente, lo cual se explica por el incremento de las importaciones mineras de Perú hacia Colombia, mostrando de cierta forma que el sector de minería en Perú logró un aumento impulsado por la inversión extranjera directa, lo que les permitió incrementar sus exportaciones hacia Colombia. Para los sectores de agricultura y manufactura la balanza comercial se mantiene en general estable a través del período analizado. Este comportamiento podría deberse a la falta de inversión en estos sectores, la cual podría mejorar la productividad y así generar ventajas comparativas.

Para el caso de México, se observa una gran volatilidad en el sector minero lo que puede ser explicado por el hecho de que México es uno de los grandes países exportadores de petróleo y sus derivados. Los otros dos sectores han mostrado poca inercia a lo largo del período de tiempo analizado, en línea con la poca inversión que han recibido.

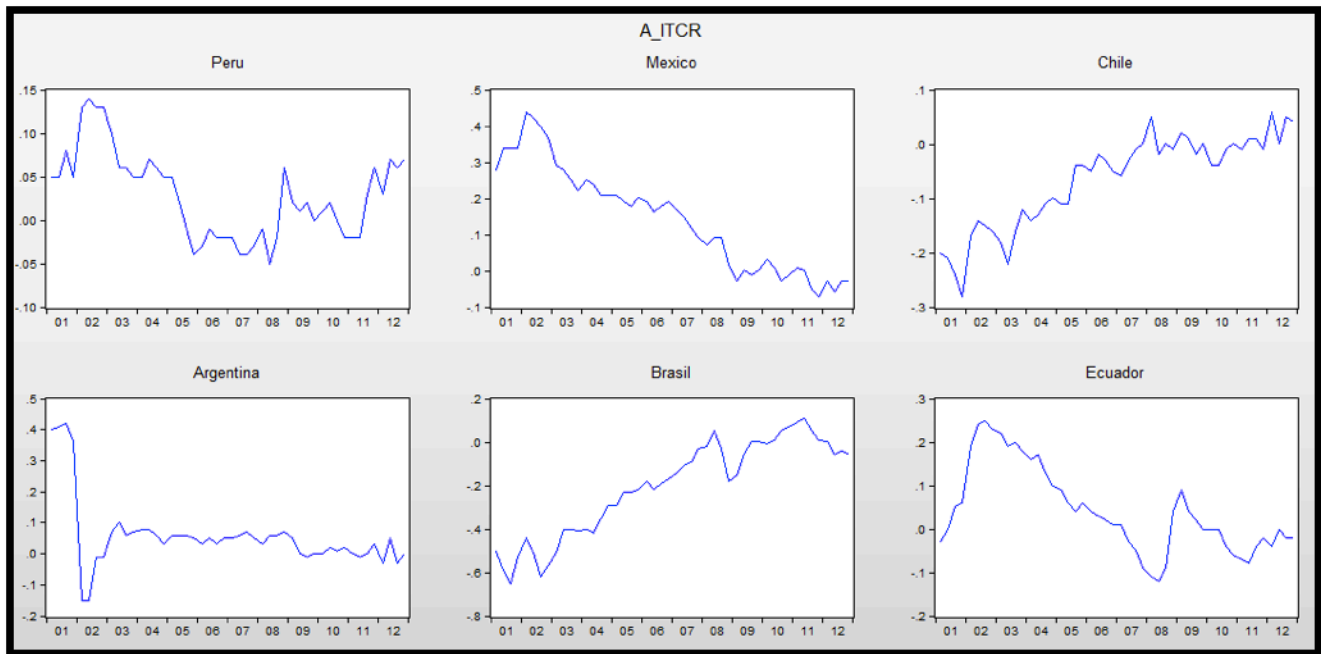
En las exportaciones mineras a Chile se evidencia gran volatilidad al comienzo del período de tiempo analizado y después de 2014 se evidencia cierto tipo de estabilización. Esta situación puede deberse en parte a los problemas de orden público que ocurrieron en Colombia a comienzos de la anterior década y que afectaron el desarrollo de la actividad minera. La agricultura y manufactura no presentan gran volatilidad a través del tiempo.

En relación a Argentina, las exportaciones del sector agrícola muestran una gran actividad para el inicio del período analizado. Sin embargo fueron cayendo con el paso del tiempo. Las importaciones del sector agrícola muestran una tendencia ascendente puesto que es un país exportador de productos básicos. La agricultura mantiene un comportamiento estable, pero en el sector minero se evidencia una tendencia ascendente en las exportaciones y descendente en las importaciones.

Por su parte en las exportaciones a Brasil se evidencia volatilidad, especialmente en los sectores minero y agrícola, lo cual puede explicarse por la inestabilidad en los términos de intercambio entre ambas naciones. Los sectores de minería y manufactura presentaron gran actividad tanto para importaciones como para exportaciones durante el período de tiempo analizado, lo cual podría indicar que la relación comercial con Brasil está bastante diversificada y no permite marcar una tendencia.

Para el caso de Ecuador se evidencia que los sectores de agricultura y manufactura se mantienen relativamente estables a través del tiempo. Sin embargo las exportaciones mineras revelan una tendencia descendente mientras que las importaciones han mantenido una tendencia estable en los últimos años.

Gráfica 3. Tasa de Cambio Real Bilateral entre Colombia y Perú, México, Chile, Argentina, Brasil y Ecuador entre 2001 y 2012.



Por último se presenta el índice de tasa de cambio real bilateral, que se refiere al valor de una canasta en el extranjero comparada con la misma en Colombia. El análisis por país muestra que el ITCR con Perú al comienzo de la década era alto, lo cual indica que la canasta peruana en ese entonces era relativamente más costosa que la misma en Colombia. Sin embargo esta relación cambió durante la mitad de la década dejando ver que la cesta de bienes en Colombia era relativamente más costosa en relación a la peruana.

Para el caso de México, la tendencia decreciente del ITCR, muestra que la cesta de bienes en Colombia se fue encareciendo con el paso de los años en relación a la de los bienes mexicanos. Con respecto a Chile el ITCR revela que éste fue incrementándose todos los años, lo que implica que la cesta de bienes

chilena fue encareciéndose en relación a la misma en Colombia. En Argentina se observa como en los primeros años de la década había ITCR alto, lo que implicaba que la cesta de bienes era relativamente más cara que la de bienes colombiana. Sin embargo luego de la grave crisis económica de Argentina el ITCR revertió su tendencia lo que permitió que los bienes colombianos fuesen más económicos en relación a los argentinos. Con Brasil el ITCR reveló una tendencia creciente, lo que muestra que la cesta de bienes en Brasil fue encareciéndose con el paso del tiempo. Por último en Ecuador se evidenció un ITCR alto lo que implicaba que los bienes ecuatorianos fuesen más costosos que los colombianos, sin embargo el mismo revirtió su tendencia.

Sección 4. Resultados econométricos

Para llevar a cabo el análisis econométrico se siguen tres pasos principales. Esta sección está dividida en tres subsecciones que son: pruebas de raíz unitaria, pruebas de cointegración y estimación del vector de cointegración.

a. Pruebas de raíz unitaria

El primer paso en la metodología de cointegración panel de series de tiempo es la prueba de raíz unitaria Im, Pesaran & Shin, pues es necesario verificar que las variables sean estacionarias de grado uno para que haya cointegración.

Im, Pesaran & Shin es una prueba paramétrica que modela las dinámicas de correlación serial a partir de un modelo autorregresivo en diferencias rezagadas. Esta prueba de raíz unitaria está basada en la media estimada del grupo de países donde se toman los parámetros como heterogéneos entre miembros (a diferencia de la prueba Levin, Lin & Chu, que solo permite parámetros homogéneos) y se asume independencia entre secciones transversales. La hipótesis nula es que cada serie en el panel contiene una raíz unitaria y la alternativa permite que algunas (pero no todas) de las series individuales tengan raíces unitarias.

Para hacer las pruebas de raíz unitaria es necesario seleccionar un número de rezagos suficientemente grande para asegurarse que el error sea ruido blanco. Para esto se utiliza el método “*step-down*” que asigna una mayor prioridad a que no se escojan muy pocos rezagos ya que la distorsión de tamaño es

un mayor problema que el poder. El “*step down*” comienza con un número grande de rezagos y prueba la significancia del mayor. Si es significativo para el proceso se escoge este rezago, si no lo es se disminuye y se repiten los pasos anteriores hasta que se encuentre uno significativo que haga que el valor esperado del error sea cero.

a.1. Fundamentos metodológicos de la prueba de raíz unitaria⁷

Se comienza con un proceso autorregresivo entre las secciones transversales o series. La siguiente ecuación muestra un proceso AR (1) para datos panel:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + x_{it} \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{Para } i = 1, \dots, N \text{ y } t = 1, \dots, T$$

Donde x_{it} es la variable exógena del modelo, ρ_i es el coeficiente autorregresivo, y se asume que los errores ε_{it} son perturbaciones idiosincráticas mutuamente independientes. Si $|\rho_i| < 1$, entonces se dice que y_i es estacionaria en sentido débil. Por otro lado, si $|\rho_i| = 1$ se dice que y_i tiene una raíz unitaria.

Se pueden asumir dos supuestos. El primero es que los parámetros son comunes a través de las secciones transversales, es decir $\rho_i = \rho$ para todos los i ; el segundo permite que ρ_i varíe a través de las secciones transversales. El primer supuesto es bastante fuerte para un caso de datos macro ya que implica que los impulsos respuesta a las perturbaciones son idénticos en tamaño y forma para todos los miembros del panel, por lo que se utiliza el método de Im, Pesaran y Shin que permite un modelamiento de la heterogeneidad más flexible.

La prueba de **Im, Pesaran y Shin** comienza con la siguiente especificación de una regresión ADF (Dickey Fuller aumentada) para cada sección transversal:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + x'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

⁷ Ver Im, Pesaran y Shin (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels.

Las hipótesis nula y alternativa son las siguientes:

$$H_0: \alpha_i = 0 \text{ para todo } i; \quad (5)$$

$$H_1: \alpha_i \neq 0 \text{ para } i = 1, 2, \dots, N_1 \quad (6)$$

$$\alpha_i < 0 \text{ para } i = N + 1, N + 2, \dots, N$$

Es decir, cuando se rechaza la hipótesis nula se concluye que una fracción no nula de los procesos individuales es estacionaria. Luego de estimar las regresiones ADF separadas, el promedio de los estadísticos t para α_i de las regresiones ADF individuales, $t_{\alpha_i}(p_i)$:

$$\bar{t}_{NT} = \frac{(\sum_{i=1}^N t_{\alpha_i}(p_i))}{n} \quad (7),$$

es ajustado, resultando en los estadísticos deseados.

En el caso donde $(p_i = 0 \text{ para todo } i)$ valores críticos simulados para \bar{t}_{NT} son utilizados para evaluar la significancia de los estadísticos.

En el caso en que el orden del rezago sea no nulo para algunas secciones transversales, la prueba IPS muestra que un \bar{t}_{NT} estandarizado, tiene una distribución asintótica normal estándar:

$$W_{i_{NT}} = \frac{\sqrt{N} \left(\bar{t}_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(\bar{t}_{NT}(p_i)) \right)}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N \text{Var}(\bar{t}_{NT}(p_i))}} \rightarrow N(0,1) \quad (8)$$

Para llevar a cabo las pruebas se utilizan dos opciones. Primero se realiza la prueba con una constante para controlar los efectos fijos en cada país. Cuando se incluyen los efectos fijos se controla por las diferencias promedio entre los países en cualquier predictor observable o no observable para que no varíen en el tiempo. Los coeficientes de efectos fijos absorben toda la acción a través de los grupos y solo queda la acción entre ellos, por lo que se reduce la amenaza de un sesgo por variables omitidas. También se hace la prueba agregándole una constante y una tendencia para controlar el caso en que las variables tengan una tendencia en el largo plazo.

Tabla 1. Resultados pruebas de raíz unitaria (niveles)

Variables por industria		Raíz Unitaria - Im, Pesaran & Shin (Niveles)					
		Niveles					
		Agricultura		Minería		Manufactura	
		Constante	Constante + Tendencia	Constante	Constante + Tendencia	Constante	Constante + Tendencia
Importaciones	Estadístico	0.7474	-2.7119	-1.6614	-0.3447	-0.3273	-0.4958
	P-value	0.7726	0.0033	0.0483	0.3652	0.3717	0.3100
Exportaciones	Estadístico	-3.1254	-3.0018	-1.6129	-4.1800	-1.4947	-3.8535
	P-value	0.0009	0.0013	0.0534	0.0000	0.0675	0.0001
Variables agregadas		Constante			Constante + Tendencia		
PIB Colombia	Estadístico	4.9909			0.0521		
	P-value	1.0000			0.5208		
PIB otros países	Estadístico	-0.3401			-2.0996		
	P-value	0.3669			0.0179		
Indice de tasa de cambio real	Estadístico	0.2379			-0.4271		
	P-value	0.5940			0.3347		

Nota: (1)[Para los p-value menores a 0,05 se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 5% de significancia.]

De la prueba en niveles con una constante se concluye que al 95% de confianza hay evidencias para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en los casos de importaciones en minería y exportaciones de agricultura. Esto lleva a concluir que las series de algunos miembros del panel son estacionarias de grado 0. Por otro lado, al llevar a cabo la prueba con constante y tendencia se concluye que al 95% de confianza hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en importaciones y exportaciones de agricultura, exportaciones de minería y manufactura y en el PIB de los otros países, por lo que las series de algunos miembros del panel resultan siendo I(0).

Tabla 2. Resultados pruebas de raíz unitaria (primera diferencia)

Variables por industria		Primera Diferencia					
		Agricultura		Minería		Manufactura	
		Constante	Constante + Tendencia	Constante	Constante + Tendencia	Constante	Constante + Tendencia
Importaciones	Estadístico	-6.3305	-5.0788	-7.4469	-6.4523	-4.7772	-4.7012
	P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Exportaciones	Estadístico	-7.1853	-5.9781	-5.2142	-3.8809	-8.1808	-7.2037
	P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000
Variables agregadas		Constante			Constante + Tendencia		
PIB Colombia	Estadístico	-6.7603			-5.8024		
	P-value	0.0000			0.0000		
PIB otros países	Estadístico	-6.8701			-6.6812		
	P-value	0.0000			0.0000		
Índice de tasa de cambio real	Estadístico	-6.1818			-5.7360		
	P-value	0.0000			0.0000		

Nota: (1)[Para los p-value menores a 0,05 se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 5% de significancia.]

Posteriormente, se corre la prueba para las variables en su primera diferencia. En el primer caso de una constante se concluye que al 95% de confianza hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria y por lo tanto se puede decir que las series de algunos miembros del panel son I(1). En el segundo caso de la constante con tendencia se concluye que al 95% de confianza hay evidencia para rechazar la hipótesis nula en todos los casos por lo que las series de algunos miembros del panel son I(1).

Al comparar las pruebas, se concluye que el único caso en el que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en niveles ambas veces es en exportaciones de agricultura. El resto de series presentan evidencia de que algunos miembros del panel son I(1). Por lo tanto, se procede a hacer las pruebas de cointegración para las ecuaciones de exportaciones e importaciones de cada industria seleccionada.

b. Pruebas de cointegración

Antes de hacer la estimación se tiene que probar que existe cointegración entre las variables del modelo. Para esto se llevan a cabo las siete pruebas de cointegración de Pedroni, de las cuales cuatro son panel y tres son grupales. En las pruebas panel se hace el supuesto que el término autorregresivo de primer orden es el mismo a través de todas las secciones transversales. En las pruebas grupales se

permite que este término autorregresivo varíe en las secciones transversales⁸. La expansión de la dimensión del panel, al incluir países fuera de la Alianza del Pacífico, resulta en un mayor poder de la prueba comparado con pruebas panel estándar de cointegración.

Si se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en las pruebas panel, todos los países de la muestra presentarían cointegración. Sin embargo, si se rechaza en las pruebas grupales se presentaría cointegración en al menos uno de los países.

b.1. Fundamentos metodológicos de la prueba de cointegración de Pedroni⁹

La prueba de cointegración desarrollada por Engle-Granger (1987) se basa en un estudio de los residuos de una regresión espuria realizada con variables de orden de integración uno, $I(1)$. Si las variables están cointegradas, los residuos deberían ser $I(0)$, si no lo están estos residuos serán $I(1)$. Pedroni extiende estas pruebas para el uso en datos panel, donde propone varias pruebas de cointegración que permiten interceptos heterogéneos a través de las secciones transversales.

Las pruebas se basan en la siguiente regresión:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \dots + \beta_{ki} x_{ki,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$\text{Para } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T; k = 1, \dots, K$$

Bajo el supuesto que y y x son variables de orden de integración uno, $I(1)$. Los parámetros α_i y δ_i son individuales y efectos de tendencia, que pueden ser asumidos como nulos.

Pedroni construye varias pruebas para probar la hipótesis nula de no cointegración ($\rho_i = 1$), donde todos los individuos del panel no están cointegrados. Éste presenta dos hipótesis alternativas: la alternativa homogénea, donde $(\rho_i = \rho) < 1$ para todo i (“*within-dimension*”), y la alternativa heterogénea donde $\rho_i < 1$ para todo i (“*between-dimension*”).

⁸ Ver Ramirez (2006). A Panel Unit Root and Panel Cointegration Test of the Complementarity Hypothesis in the Mexican Case, 1960 – 2001.

⁹ Ver Pedroni (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis; Karaman (2008). Essays on panel cointegration testing.

Los estadísticos de las pruebas “*within-dimension*” (panel- ν , panel- ρ , panel-t semi-paramétrica y panel-t paramétrica) son calculados individualmente a partir de la suma del numerador y el denominador, a través de las N secciones transversales. Por otro lado, los estadísticos de las pruebas “*between-dimension*” (group- ρ , group-t semi-paramétrica y group-t paramétrica) son calculados a través de la división del numerador y el denominador antes de sumar a través de las N secciones transversales.

La regresión de cointegración de la ecuación (9) es luego estimada por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de forma individual para cada sección transversal. Los estadísticos de las pruebas panel- ν y panel-t paramétrica son calculados a partir de la siguiente ecuación en primeras diferencias:

$$\Delta y_{it} = b_{1i}\Delta x_{1it} + b_{2i}\Delta x_{2it} + \dots + b_{ki}\Delta x_{kit} + c_{it} \quad (10)$$

Usando los residuos de la ecuación (10), la varianza de largo plazo $\hat{\epsilon}_{it}^L$, llamada \hat{L}^2_{11i} , es calculada con el estimador de Newey West resultando la siguiente ecuación:

$$\hat{L}^2_{11i} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{it}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^K \left(1 - \frac{s}{M_i + 1}\right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\epsilon}_{it} \hat{\epsilon}_{i,t-s} \quad (11)$$

Bajo la hipótesis nula de no cointegración los residuos $\hat{\epsilon}_{i,t}$ serán I(1). Para esto se deben obtener los residuos de la ecuación (9), para luego probar si son I(1) al correr la siguiente regresión auxiliar:

$$\hat{\epsilon}_{it} = \rho_i \hat{\epsilon}_{i,t-1} + u_{it} \quad (12)$$

Luego la varianza contemporánea ($\hat{s}^2_{i,t}$) y la varianza de largo plazo ($\hat{\sigma}^2_{i,t}$) de u_{it} son calculadas. Los estadísticos de las pruebas paramétricas (panel-t y group-t) son estimadas a partir de los residuos $\hat{\epsilon}_{i,t}$ de la ecuación (9), utilizando la siguiente regresión:

$$\hat{\epsilon}_{it} = \rho_i \hat{\epsilon}_{i,t-1} + \gamma_{i1} \Delta \hat{\epsilon}_{i,t-1} + \dots + \gamma_{i,p(i)} \Delta \hat{\epsilon}_{i,t-p(i)} + u_{it} \quad (13)$$

Finalmente, la varianza simple y la varianza de largo plazo de u_{it} son calculadas y denominadas ($\hat{s}^2_{i,t}$)

y $(\tilde{\mathbf{s}}_{NT}^{12})$, respectivamente. Las siguientes expresiones reflejan la construcción de las siete pruebas estadísticas de Pedroni:

- Estadístico Panel- ν

$$T^2 N^{3/2} Z_{\nu NT} = T^2 N^{3/2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L^{-2} \mathbf{1}_{11i} \varepsilon_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \quad (14)$$

- Estadístico Panel- ρ

$$T \sqrt{N} Z_{\rho NT} = T \sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \varepsilon_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\varepsilon_{i,t-1} \Delta \varepsilon_{it} - \hat{\lambda}_i) \quad (15)$$

- Estadístico Panel- τ (semi-paramétrico)

$$Z_{\tau NT} = \left(\hat{\sigma}_{NT}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \varepsilon_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\varepsilon_{i,t-1} \Delta \varepsilon_{it} - \hat{\lambda}_i) \quad (16)$$

- Estadístico Panel- τ (paramétrico)

$$Z'_{\tau NT} = \left(S'^2_{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L^{-2} \mathbf{1}_{11i} \varepsilon_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (L^{-2} \mathbf{1}_{11i} \varepsilon_{i,t-1} \Delta \varepsilon_{it}) \quad (17)$$

- Estadístico group- ρ

$$TN^{-1/2} Z_{\rho NT} = TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left[\left(\sum_{t=1}^T \varepsilon_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_{i,t-1} \Delta \varepsilon_{it} - \hat{\lambda}_i) \right] \quad (18)$$

- Estadístico group- τ (semi-paramétrico)

$$N^{-1/2} Z_{\tau NT} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left[\left(\hat{\sigma}_{iNT}^2 \sum_{t=1}^T \varepsilon_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_{i,t-1} \Delta \varepsilon_{it} - \hat{\lambda}_i) \right] \quad (19)$$

- Estadístico group- t (paramétrico)

$$N^{-1/2} Z'_{(N,T)} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^n \left[\left(s_i'^2 \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{it}) \right] \quad (20)$$

Con

$$\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{m_i} \left(1 - \frac{s}{M_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{i,t-s} \quad (21)$$

$$s_i'^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 \quad (22)$$

$$\hat{\sigma}_i^2 = s_i'^2 + 2\hat{\lambda}_i \quad (23)$$

$$\hat{\sigma}_{(N,T)}'^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n E^{-2}{}_{11i} \hat{\sigma}_i^2 \quad (24)$$

$$s_i'^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 \quad (25)$$

$$s_i'^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n s_i'^2 \quad (26)$$

Los términos de ajuste de la media y la varianza son luego aplicados para que los estadísticos tengan una distribución asintótica normal:

$$\frac{\mathfrak{N}_{N,T} - m_1 \sqrt{N}}{\sqrt{m_2}} \Rightarrow N(0,1) \quad (27)$$

En donde $\mathfrak{N}_{N,T}$ es el escalar del estadístico con respecto a N y T , y m_1 y m_2 son los momentos de un

movimiento browniano.

Tabla 3. Resultados pruebas de cointegración de Pedroni – Sector Agricultura

Pruebas de Cointegración Pedroni - Sector Agricultura							
Variables (Constante)	Pruebas Panel				Pruebas Grupales		
	V-statistic	Rho-statistic	PP-statistic	ADF-statistic	Rho-statistic	PP-statistic	ADF-statistic
Importaciones	1,51	-6,23	-6,21	-0,24	-6,02	-7,14	0,74
Exportaciones	2,33	-8,82	-8,35	-1,38	-8,88	-10,03	-1,20
Variables (Constante + Tendencia)							
Importaciones	0,90	-8,36	-11,19	-0,87	-7,37	-12,05	0,63
Exportaciones	0,56	-7,72	-9,24	-0,76	-6,97	-9,85	-0,16

Nota: (1)[En la prueba v-statistic para los estadísticos mayores a 1,28 se rechaza la hipótesis nula de no cointegración al 10% de significancia. En las demás pruebas para los estadísticos menores a -1,28 se rechaza la hipótesis nula de no cointegración al 10%.]

Tabla 4. Resultados pruebas de cointegración de Pedroni – Sector Minería

Pruebas de Cointegración Pedroni - Sector Minería							
Variables (Constante)	Pruebas Panel				Pruebas Grupales		
	V-statistic	Rho-statistic	PP-statistic	ADF-statistic	Rho-statistic	PP-statistic	ADF-statistic
Importaciones	2,61	-9,18	-8,06	1,30	-8,61	-9,23	0,45
Exportaciones	2,50	-9,85	-10,35	-4,47	-9,71	-13,20	-2,51
Variables (Constante + Tendencia)							
Importaciones	0,61	-7,54	-8,62	-3,72	-6,55	-8,99	-1,15
Exportaciones	1,06	-8,40	-11,80	-8,24	-7,38	-13,28	-3,10

Nota: (1)[En la prueba v-statistic para los estadísticos mayores a 1,28 se rechaza la hipótesis nula de no cointegración al 10% de significancia. En las demás pruebas para los estadísticos menores a -1,28 se rechaza la hipótesis nula de no cointegración al 10%.]

Tabla 5. Resultados pruebas de cointegración de Pedroni – Sector Manufactura

Pruebas de Cointegración Pedroni - Sector Manufactura							
Variables (Constante)	Pruebas Panel				Pruebas Grupales		
	V-statistic	Rho-statistic	PP-statistic	ADF-statistic	Rho-statistic	PP-statistic	ADF-statistic
Importaciones	2,45	-7,90	-7,52	-0,74	-7,40	-8,57	0,73
Exportaciones	0,85	-4,41	-5,23	0,66	-4,41	-6,14	0,73
Variables (Constante + Tendencia)							
Importaciones	1,09	-7,03	-8,46	-0,87	-5,93	-8,71	-0,55
Exportaciones	-0,70	-3,11	-5,75	0,51	-3,52	-6,69	2,32

Nota: (1)[En la prueba v-statistic para los estadísticos mayores a 1,28 se rechaza la hipótesis nula de no cointegración al 10% de significancia. En las demás pruebas para los estadísticos menores a -1,28 se rechaza la hipótesis nula de no cointegración al 10%.]

Para todos los sectores, por lo menos en dos de las cuatro pruebas panel, a un 90% de confianza hay

evidencias para rechazar la hipótesis nula de no cointegración. En cuanto a las pruebas grupales, por lo menos en dos de las tres pruebas, hay evidencias para rechazar la no cointegración en al menos uno de los países de la muestra. Se concluye que las variables de las ecuaciones en el modelo presentan cointegración, es decir que tienen una relación de largo plazo, y se puede proceder a hacer la estimación por el método de FMOLS.

c. Mínimos Cuadrados Ordinarios Totalmente Modificados (FMOLS – “Fully Modified Ordinary Least Squares”)

Al comprobar que existe cointegración entre las variables de las ecuaciones (1) y (2) se estiman las elasticidades bilaterales para cada función. En las notas sobre cointegración panel, Pedroni (2013)¹⁰ argumenta que bajo cointegración, el método de mínimos cuadrados ordinarios produce estimadores superconsistentes ya que converge más rápidamente de forma asintótica que los métodos convencionales. Sin embargo, este método produce estimadores inconsistentes de los errores estándar del coeficiente de la pendiente, cuando los regresores son endógenos. Por lo tanto, se utiliza el método de FMOLS que permite completa endogeneidad, dinámicas heterogéneas y vectores de cointegración heterogéneos.

c.1. Fundamentos metodológicos de la estimación por FMOLS¹¹

A partir de la estimación de la siguiente regresión de cointegración panel:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1it} + \beta_{2i} x_{2it} + \dots + \beta_{mi} x_{mit} + e_{it} \quad (28)$$

Para $t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, N; m = 1, \dots, M$

Se obtienen los residuos y se forma el siguiente vector de series de tiempo $\xi_{it} = (e_{it}, \Delta X_{it})'$ donde ΔX_{it} es un vector de $M \times 1$, el cual se utiliza para construir la matriz de covarianzas de largo plazo de cada miembro del panel $\Omega_i = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \Psi_{ij}$, donde Ψ_{ij} es la j -ésima autocovarianza de ξ_{it} .

¹⁰ Ver Pedroni (2013). Lecture notes for Panel Cointegration and Related Panel Time Series Methods.

¹¹ Ver Chiu et Al. (2010). The U.S. trade imbalance and real exchange rate: An application of the heterogeneous panel cointegration method.

La matriz de covarianza asintótica Ω_i varía de acuerdo al individuo y se descompone en $\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i'$ donde Ω_i^0 es la matriz de covarianzas contemporáneas y Γ_i es una suma acumulada de las autocovarianzas.

El estimador de promedio grupal FMOLS para el coeficiente β es:

$$\bar{\beta}_{NT}^c = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) y'_{it} - T \hat{\gamma}_i \right)$$

donde $y'_{it} = (y_{it} - \bar{y}_i) - \frac{\hat{\lambda}_{21i}}{\hat{\lambda}_{21i}} \Delta x_{it}$

y $\hat{\gamma}_i = \Gamma_{21i} + \Omega_{21i}^0 - \frac{\hat{\lambda}_{21i}}{\hat{\lambda}_{22i}} \left(\Gamma_{22i} - \Omega_{22i}^0 \right)$

El estadístico t para $\bar{\beta}_{NT}^c$ es:

$$t_{\hat{\beta}_{NT}^c} = \left(\bar{\beta}_{NT}^c - \beta \right) \left(\sum_{i=1}^N E^{-2}_{21i} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1/2}$$

el cual converge a una distribución normal estándar cuando $T \rightarrow \infty$ y $N \rightarrow \infty$.

Tabla 6. Resultados FMOLS (Elasticidades precio)

Industria	País	ITCR Exportaciones			ITCR Importaciones			T-statistic (Suma)
		Coefficiente	Error Estándar	T-statistic	Coefficiente	Error Estándar	T-statistic	
Agricultura	Peru	-13,09	28,58	-3,99	-1,90	10,00	-0,81	No
	México	0,42	4,66	0,43	2,95	24,02	0,70	No
	Chile	-10,49	31,50	-2,87	-3,90	5,19	-2,61	No
	Argentina	3,73	16,63	1,79	2,90	24,27	0,72	No
	Brasil	1,97	2,75	3,62	0,70	3,91	0,78	No
	Ecuador	-1,42	3,42	-1,54	7,93	10,49	4,52	No
	Global		-3,15	49,84	-1,05	1,45	13,42	1,34
Minería	Peru	18,64	40,66	4,56	-13,06	14,21	-5,51	0,71
	México	-8,31	31,73	-3,63	-8,57	12,34	-3,05	No
	Chile	6,70	24,27	3,23	-1,99	6,82	-1,06	0,31
	Argentina	6,89	62,06	1,90	-22,67	165,22	-2,03	0,16
	Brasil	-1,67	6,26	-2,13	4,95	10,05	3,27	No
	Ecuador	8,92	20,78	4,85	5,22	20,58	2,31	No
	Global		5,20	43,75	3,59	-6,02	49,41	-2,48
Manufactura	Peru	-1,18	0,94	-1,61	-2,50	0,26	-10,21	No
	México	1,36	1,01	3,02	-1,56	1,99	-1,40	0,86
	Chile	-1,22	0,27	-4,27	-1,28	0,29	-3,87	No
	Argentina	2,56	2,20	3,27	-1,69	0,60	-3,11	1,42
	Brasil	0,92	1,34	2,17	-0,43	0,28	-1,54	0,25
	Ecuador	1,40	0,51	4,35	1,43	0,21	7,24	No
	Global		0,64	1,22	2,79	-1,01	0,56	-5,26

Nota: (1)[El no en T-statistic (suma) significa que los coeficientes no cumplen con los signos esperados y por lo tanto no se suman.]

Los sectores en los que se obtienen los signos esperados (positivo para las exportaciones y negativo para las importaciones) para la Alianza del Pacífico son minería de Chile, Perú y manufactura de México, así como en los casos globales de minería y manufactura.

De acuerdo a Bahmani et al. (2013), las elasticidades no se pueden sumar directamente, ya que es necesario saber si la suma de los valores absolutos de las elasticidades, son significativamente más grandes que uno por lo que se utiliza la siguiente ecuación:

$$t = \frac{|\xi_{exp}| + |\xi_{imp}| - 1}{\sqrt{\sigma_{exp}^2 + \sigma_{imp}^2}}$$

Si el estadístico t de la suma de las elasticidades es menor al valor crítico al 10% de 1.645, no es

significativamente mayor que uno al 90% de confianza. De estos resultados se puede concluir que la condición de Marshall Lerner no se cumple para ninguno de los sectores seleccionados (agricultura, minería, manufactura) en los países de la Alianza del Pacífico.

La mayoría de los signos de la tabla para las exportaciones resulta siendo negativo para el comercio de Colombia hacia los países de la Alianza del Pacífico, lo que podría ser explicado por diferentes hipótesis.

La primera se basa en la forma en que se ha manejado la inversión extranjera directa en el país. El sector minero colombiano empezó a adquirir una gran importancia alrededor de 2008. De aquí en adelante se empezaron a observar ritmos promedio de crecimiento del 11.8% anual del sector minero-energético frente al 3.8% anual total de la economía colombiana. El sector comenzó a atraer Inversión Extranjera Directa (IED). Sin embargo, esta inversión también resultó en una apreciación real sostenida, comprimiendo el valor de las exportaciones intensivas en mano de obra como lo son la manufactura y agricultura. Este fenómeno es denominado la enfermedad holandesa.

Para compensar los efectos negativos de la apreciación hay diferentes alternativas. Entre las más destacadas se encuentran dos opciones: primero, la de modernizar la infraestructura del transporte para abaratar los costos de exportación de los productos diferentes a los mineros; y segundo introducir reformas laborales para volver la mano de obra mas competitiva a nivel internacional. Sin embargo, como el sector minero esta recibiendo una gran parte de la IED, no se le ha prestado la debida importancia a los proyectos para disminuir los costos de transporte y aumentar la productividad de las exportaciones de agricultura y manufactura. Es decir, que aunque haya una depreciación real que favorezca estos productos, los altos costos de transporte y una mano de obra no competitiva a nivel internacional, pueden explicar los signos negativos presentes en los resultados de la estimación FMOLS.

Por otro lado, en 2008 explotó la crisis financiera de Estados Unidos resultante del colapso de la burbuja inmobiliaria en 2006. Desde finales de 2007 se empezó a notar un decrecimiento del financiamiento en América Latina lo que solo empeoró al pasar el tiempo. Adicionalmente, se vieron profundamente afectadas las expectativas de los actores económicos no solo en Estados Unidos sino

en el mundo entero resultando en una desaceleración de la economía mundial. Respecto al comercio exterior, al tener menos financiamiento y bajas expectativas del mercado, el comercio bilateral entre los países pertenecientes a la Alianza del Pacífico pudo haber dejado de responder a las señales de precio y es por esto que vemos signos diferentes a los esperados en las estimaciones resultantes, lo cual acompañado de menor financiamiento pudo haber frenado la inversión en productividad provocando el mismo efecto mencionado anteriormente donde una depreciación real se contrarresta por la no competitividad internacional.

Finalmente, podría estarse presentando un fenómeno basado en la fijación de precios dependiendo del comportamiento del mercado (*"pricing to market behaviour"*). Con esta hipótesis los exportadores en los países de la Alianza del Pacífico pueden estar ajustando sus precios y sus márgenes de ganancia de acuerdo a las fluctuaciones en la tasa de cambio para evitar perder participación en el mercado internacional. Es así como la relación entre tasa de cambio y balanza comercial puede derivar en resultados diferentes a los esperados.

Sección 5. Conclusiones

El propósito de este artículo ha sido analizar si la condición M-L se cumple de forma desagregada para las industrias de agricultura, minería y manufactura en el comercio bilateral entre Colombia, y los demás países de la Alianza del Pacífico (Perú, México y Chile).

La revisión de la literatura demuestra que los estudios sobre el cumplimiento de la condición M-L han evolucionado. Se empezó con regresiones espurias derivadas de un manejo erróneo de los datos no estacionarios en estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios, a metodologías de panel de series de tiempo, que resultan en estimadores con propiedades econométricas deseables de no estacionariedad, cointegración y consistencia. Por lo tanto, este estudio hace uso de una de las teorías más recientes de cointegración panel derivada por Pedroni (1999, 2004).

Los resultados de las pruebas muestran que las variables utilizadas en el panel son $I(1)$, excepto por las exportaciones de agricultura que son $I(0)$, por lo que se puede proseguir con las pruebas de cointegración de Pedroni. La evidencia resultante de las pruebas de cointegración permite concluir que

existen relaciones de cointegración y se puede hacer la estimación por FMOLS. Esta metodología resulta en estimadores con propiedades econométricas deseables, al previamente haber probado no estacionariedad y cointegración de las variables. Las elasticidades precio de largo plazo revelan que los signos para las importaciones y exportaciones son los esperados en los casos de minería de Chile, Perú y manufactura de México, así como en los casos globales de minería y manufactura. Sin embargo, se concluye que en ningún caso se cumple la condición M-L, ya que la suma de las elasticidades precio de estos casos no son significativamente mayores a uno.

En términos de políticas económicas, existen dos propuestas para la corrección de la balanza comercial. Primero se presenta el enfoque de las elasticidades precio respecto a la tasa de cambio, la cual supone la tasa de cambio como un factor fundamental en la demanda y oferta respecto al comercio exterior. Por otro lado, existe el enfoque de la absorción, que se basa en la idea que el gasto doméstico de la economía es lo más importante para corregir la balanza comercial, ya que si la producción excede la absorción de la economía, el país exportará sus excedentes haciendo que la balanza comercial aumente. De acuerdo a los resultados econométricos se puede concluir que una política monetaria basada en el concepto de que una depreciación real pueda mejorar la balanza comercial, no será eficiente para el comercio entre Colombia y los demás integrantes de la Alianza del Pacífico, en las industrias de agricultura, minería y manufactura.

Sección 6. Apéndices

Apéndice A. Fuentes originales de las series y transformaciones hechas a las mismas

Tabla 7. Fuentes y unidades de las series originales

País	IPC		PIB agregado		Exportaciones netas		ITCR		TDC
	Fuente	Precios	Fuente	Precios (nacionales)	Fuente	Precios (USD)	Fuente	Tipo	Fuente
Colombia	CEPAL	Constantes	CEPAL	Corriente (Billones)	Legiscomex	Corrientes	Banrep	Indice real bilateral	Blommborg
Perú	CEPAL	Constantes	BC Perú	Constante 1994 (Millones)	Legiscomex	Corrientes	Banrep	Indice real bilateral	Blommborg
México	CEPAL	Constantes	CEPAL	Corriente (Millones)	Legiscomex	Corrientes	Banrep	Indice real bilateral	Blommborg
Chile	CEPAL	Constantes	BC Chile	Corriente (Millones)	Legiscomex	Corrientes	Banrep	Indice real bilateral	Blommborg
Argentina	CEPAL	Constantes	CEPAL	Corriente (Millones)	Legiscomex	Corrientes	Banrep	Indice real bilateral	Blommborg
Brasil	CEPAL	Constantes	CEPAL	Corriente (Millones)	Legiscomex	Corrientes	Banrep	Indice real bilateral	Blommborg
Ecuador	CEPAL	Constantes	CEPAL	Corriente (Miles)	Legiscomex	Corrientes	Banrep	Indice real bilateral	Blommborg

Tabla 8. Transformaciones hechas a las series originales

País	IPC		Exportaciones netas			ITCR		
	T1	T2	T1	T2	T3	T1	T2	T3
Colombia	(IPC/IPC2009)*100	(EXPN/IPC)*100	Ln			(ITCR/ITCR2009)*100	Ln	
Perú	(IPC/IPC2009)*100	(EXPN/IPC)*100	Ln			(ITCR/ITCR2009)*100	Ln	Extracción
México	(IPC/IPC2009)*100	(EXPN/IPC)*100	Ln		Extracción	(ITCR/ITCR2009)*100	Ln	promedio
Chile	(IPC/IPC2009)*100	(EXPN/IPC)*100	Ln		promedio	(ITCR/ITCR2009)*100	Ln	sección
Argentina	(IPC/IPC2009)*100	(EXPN/IPC)*100	Ln		sección	(ITCR/ITCR2009)*100	Ln	transversal
Brasil	(IPC/IPC2009)*100	(EXPN/IPC)*100	Ln		transversal	(ITCR/ITCR2009)*100	Ln	
Ecuador	(IPC/IPC2009)*100	(EXPN/IPC)*100	Ln			(ITCR/ITCR2009)*100	Ln	

Nota: (1)[T: Transformación]

País	PIB agregado					
	T1	T2	T3	T4	T5	T6
Colombia	PIB*1000000	(PIB/IPC)*100	Cambio a USD	(PIB/PIB2009)*100	Ln	
Perú	PIB*1000	(PIB/IPC1994)*IPC2009	Cambio a USD	(PIB/PIB2009)*100	Ln	Extracción
México	PIB*1000	(PIB/IPC)*100	Cambio a USD	(PIB/PIB2009)*100	Ln	promedio
Chile	PIB*1000	(PIB/IPC)*100	Cambio a USD	(PIB/PIB2009)*100	Ln	sección
Argentina	PIB*1000	(PIB/IPC)*100	Cambio a USD	(PIB/PIB2009)*100	Ln	transversal
Brasil	PIB*1000	(PIB/IPC)*100	Cambio a USD	(PIB/PIB2009)*100	Ln	
Ecuador	-	(PIB/IPC)*100	-	(PIB/PIB2009)*100	Ln	

Nota: (1)[T: Transformación]

Sección 7. Bibliografía

Bahmani-Oskooee, Mohsen (1998). Cointegration approach to estimate the long-run trade elasticities in LDC's. *International Economic Journal*. Volume 12. Number 3. Pg. 89-96.

Bahmani, Mohsen. Harvey, Hanafiah. Hegerty, Scott (2013). Empirical tests of the Marshall-Lerner condition: A literature review. *Journal of Economic Studies*. Volume 40. Pg. 411-443.

Barisone, Giacomo. Driver, Rebecca. Wren-Lewis, Simon (2006). Are our FEER's justified. *Journal of International Money and Finance*. Volume 25. Pg. 741-759.

Boyd, Derick. Caporale, Gucielmo Maria. Smith, Ron (2001). Real Exchange rate effects on the balance of trade: cointegration and the Marshall-Lerner condition. *International Journal of Finance and Economics*. Pg. 187-200.

Carlsson, Mikael. Lyhagen, Johan. Österholm, Pär (2007). Testing for Purchasing Power Parity in Cointegrated Panels. IMF (International Monetary Fund) Working Paper. Working paper 07. Pg 287.

Chiu, Yi-Bin. Lee, Chien-Chiang. Sun, Chia-Hung (2010). The U.S. trade imbalance and real exchange rate: An application of the heterogeneous panel cointegration method. *Economic Modelling*. Volume 27. Pg. 705-716.

Clavijo, Sergio. Vera, Alejandro. Fandiño, Alejandro (2012). La desindustrialización en Colombia: Análisis cuantitativo de sus determinantes. ANIF Centro de Estudios Económicos.

Cortés Douglas, Hernán (1996). La devaluación y sus efectos sobre la balanza comercial. *Latin American Journal of Economics-formerly. Cuadernos de Economía*. Vol. 3, pp. 18-39.

Gujarati, Damodar. Porter, Dawn. (2010). *Econometría*. McGraw Hill. 5ta edición.

Hatemi-J, Abdunasser. Irandoust Manuchehr (2005). Bilateral trade elasticities: Sweden versus her trade partners. *American Review of Political Economy*. Volume 3.

Im, Kyuon So. Pesaran, M. Hashem. Shin, Yongcheol (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*. Volume 115. Pg 53 – 74.

Irاندoust, Manuchehr. Ekblad, Kristin. Parmler, Johan (2005). Bilateral trade flows and Exchange rate sensitivity: Evidence from likelihood-based panel cointegration. *Economic systems*. Pg. 170-183.

Jamilov, Rustam (2013). J-curve dynamics and the Marshall-Lerner condition: Evidence from Azerbaijan. *Transition Studies Review*. Volume 19. Pg. 313-323.

Jiménez Mori, Raúl (2008). Relación entre la balanza comercial y el tipo de cambio real. Centro de estudios económicos y desarrollo empresarial. Documento de trabajo No 8.

Karaman Örsal, Deniz Dilan (2008). Essays on panel cointegration testing. Humboldt University of Berlin. Dissertation.

Lozano, Ignacio. Cabrera, Enrique (2009). Una nota sobre la sostenibilidad fiscal y el nexo entre los ingresos y gastos del gobierno colombiano. Borradores de Economía. Banco de la República. Num. 579. pág. 8.

Matesanz, David. Fugarolas, Guadalupe (2009). Exchange rate policy and trade balance: a cointegration analysis of the Argentine experience since 1992. *Applied Economics*. Volumen 41. Pg. 2571-2582.

Naciones Unidas (2007). Una revisión crítica de los métodos de series de tiempo y de datos de panel aplicados al caso de la hipótesis de exporte-led growth. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

NG, Serena. Perron, Pierre (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*. Volume 69. Pg. 1519-1554.

Obando, Hernando. Ramírez Andres (2005). Condición Marshall Lerner: Una aproximación al caso colombiano, 1980 – 2001. *Ecos de Economía*. Volume. 20. Pg. 29 – 58.

Pedroni, Peter (2013). Lecture notes for Panel Cointegration and Related Panel Time Series Methods. Williams College. June 17-28.

Pedroni, Peter (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Williams College. *Econometric Theory*. Volume 20. Pg. 597-625.

Pedroni, Peter (1999). Critical values for cointegration tests in heterogenous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue. Pg. 653-670.

Ramirez, Miguel (2006). A Panel Unit Root and Panel Cointegration Test of the Complementarity Hypothesis in the Mexican Case, 1960 – 2001. Economic Growth Center, Yale University. Paper No. 942.

Reis Gómez, Fabio Augusto. Senne Paz, Lourenço (2005). Can real Exchange rate devaluation improve the trade balance? The 1990-1998 Brazilian case. *Applied Economics Letters*. Pg. 525-528.

Solórzano, Gustavo (2010). Efectos del tipo de cambio en la balanza commercial: Condición Marshall Lerner para el caso ecuatoriano (1990 – 2007). Facultad de Ciencias Humanísticas y Económicas.