

BALANCE COMERCIAL Y VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL: UN ESTUDIO DE SERIES DE TIEMPO PARA COLOMBIA

PEDRO HUGO CLAVIJO CORTES*

RESUMEN

El objetivo de este artículo es determinar si el balance comercial en Colombia guarda una relación de largo plazo con la volatilidad del tipo de cambio nominal. Para ello se usaron técnicas propias del estudio de series de tiempo. Concretamente, se empleó la metodología de cointegración ARDL para el período 2001m01 – 2016m09 y los resultados sugieren que las series de volatilidad del tipo de cambio y el balance comercial están cointegradas. Además, para establecer algún tipo de causalidad entre las series, se usó la prueba de Granger. Los resultados indican que la causalidad corre del balance comercial hacia la volatilidad.

Palabras clave: Balance comercial, tipo de cambio nominal, volatilidad, cointegración.

Clasificaciones JEL: C10, F10.

* El autor es profesor del programa de Negocios Internacionales de la Universidad Agustiniana. Correo electrónico: pedro.clavijoc@uniagustiniana.edu.co. Recibido: diciembre 15 de 2016; aceptado: mayo 24 de 2017.

ABSTRACT

Trade Balance and Nominal Exchange Rate Volatility: A Time-Series Study for Colombia

This article aims to determine whether the trade balance and nominal exchange rate volatility in Colombia hold a stable long-term relation. To prove the existence of this relationship I use some techniques for the study of time series. In particular, I use the ARDL cointegration methodology for the period 2001m01 – 2016m09, and the results suggest that the volatility of the exchange rate and the trade balance are cointegrated. Additionally, I use the Granger test to establish some causality between the series. According to the results, the causality runs from the trade balance to the volatility.

Key words: Trade balance, nominal exchange rate, volatility, Cointegration.

JEL Classifications: C10, F10.

I. INTRODUCCIÓN

Con la caída de Bretton Woods la mayor parte de países alrededor del mundo adoptaron tipos de cambio flexibles. Dentro de este marco de flexibilidad del tipo de cambio, los períodos de inflación, la mayor integración comercial y financiera, así como los episodios internacionales y nacionales de crisis, han incrementado la volatilidad de los tipos de cambio. Esto no supondría un mayor inconveniente si no fuera por los efectos nocivos que esta volatilidad puede tener sobre el comercio internacional de un país. Enfrentar estos períodos de alta volatilidad constituye todo un reto especialmente para los países menos desarrollados, quienes resultan ser los más vulnerables.

En Colombia el sector externo luce un escenario desalentador. El país presenta un inquietante patrón de especialización comercial y una peligrosa dependencia de su socio comercial más importante. Desde finales del siglo pasado el gobierno colombiano ha dedicado un enorme esfuerzo en la promoción de las exportaciones, para así sustentar así el crecimiento económico.

Dentro de la cesta de bienes exportables, el petróleo ha cobrado mucha importancia. Sin embargo, cerca del 40% de las exportaciones de crudo se dirigen

hacia el socio comercial más importante: los Estados Unidos de América. Aprovechando los buenos precios internacionales del crudo, se implementó una serie de medidas tendientes a incrementar el nivel de producción y en consecuencia el petróleo se convirtió en un bien estratégico a juzgar por su participación en el producto interno bruto, en las cuentas externas y en los ingresos fiscales (López, *et al.*, 2013).

Un patrón de especialización con estas características reviste una serie de riesgos para el país. Por ejemplo, desde hace un par de años atrás el precio internacional del petróleo se desplomó dramáticamente, lo que afectó significativamente a la economía colombiana. Uno de los mayores impactos fue sobre el tipo de cambio peso/dólar, que se depreció alcanzando niveles inquietantes. Se esperaba que las exportaciones colombianas reaccionaran a la depreciación del peso aumentando su cuantía; y que las importaciones, por su parte, se desestimularan. No obstante, las cifras no muestran un comportamiento similar.

Las exportaciones en enero de 2014 alcanzaron los USD \$4.808,8 millones de dólares y para enero de 2015 habían descendido a USD \$2.902,8 millones. Esto representa una caída de poco menos del 40%. Para enero de 2016 el valor era de USD \$1.869 millones, lo que significa una caída del 61% con respecto a 2014. De otro lado, las importaciones en enero de 2014 llegaron a USD 4.617,8 millones y en el mismo mes de 2015 alcanzaban los 4.672,7 millones (un aumento del 19%). En enero de 2016, aunque disminuyeron, registraron 3.361,7 millones, una cifra muy por encima del valor de las exportaciones. Este valor significó una caída del 27% en comparación con 2014. En todo esto, las importaciones parecen menos golpeadas por la depreciación del peso que las exportaciones.

A pesar de esta situación, poca ha sido la atención que se ha puesto sobre la relación que guarda este aumento de la volatilidad con el balance comercial en Colombia. El objetivo del documento es, entonces, determinar si existe una relación cointegrante, una relación estable de largo plazo, entre la volatilidad del tipo de cambio nominal y el balance comercial de Colombia.

En el alcance de este objetivo se rescatan dos aportes principales. El primero es la metodología de cointegración elegida. Por razones que se exponen más adelante, la metodología ARDL es más versátil que las metodologías convencionales de Engle y Granger o la de Johansen y Juselius. El segundo aporte consiste justamente en una contribución a la literatura empírica sobre la materia, con la intención de develar la relación que guardan las variables, pero esta vez para el caso colombiano.

El documento está dividido en cinco secciones incluyendo esta introducción. En la segunda sección se presenta un panorama de la situación que desencadenó

la caída del precio del petróleo sobre el tipo de cambio y el balance comercial del país. En la tercera sección se muestra la literatura relacionada con lo trabajado en este documento. Más adelante, en la cuarta sección, se exponen los resultados del ejercicio econométrico de cointegración. En la última sección se concluye.

II. LA VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO Y EL BALANCE COMERCIAL EN COLOMBIA

La caída del precio del petróleo que inició en 2014 tuvo enormes efectos sobre el tipo de cambio en Colombia. En el último trimestre de ese mismo año el precio del petróleo cambió su tendencia al alza e inició una caída que desencadenó una serie de problemas para la economía colombiana. La inflación y el desajuste de las cuentas fiscales son dos de los más apremiantes. Otro, sin embargo, que no ha recibido la atención apropiada, es el aumento en la volatilidad del tipo de cambio.

A manera de ilustración, mientras el precio del petróleo WTI tocó un mínimo de 34,53 dólares por barril el 21 de diciembre de 2015, el tipo de cambio alcanzó un máximo de 3.337,68 pesos por dólar el mismo día. Esta respuesta del tipo de cambio ante variaciones en el precio del petróleo, puede deberse a que el precio de este bien es un determinante clave de las inversiones en el sector y, por lo tanto, de la llegada de divisas al país. Las expectativas sobre el rendimiento futuro de una inversión en el sector petrolero del país impactan sensiblemente el mercado de la divisa norteamericana. Las empresas extranjeras establecidas en el país pueden congelar un proyecto productivo si las expectativas sobre el precio futuro del petróleo no garantizan la rentabilidad del proyecto, con lo cual se detiene el flujo de la divisa encareciéndose frente a la moneda local.

Sin embargo, se debe tener cuidado en la interpretación que se le dé a la relación entre el precio del petróleo y el tipo de cambio, pues ambas variables influyen sobre la otra. La respuesta de la inversión en el sector, además, puede tardar un tiempo prudencial en ajustar sus decisiones.

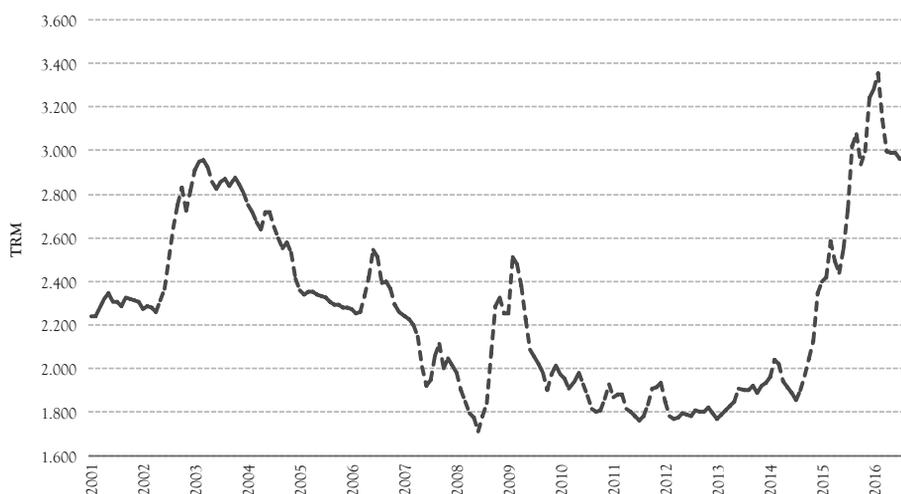
En el caso de las economías pequeñas y abiertas con regímenes de tipo de cambio flexible y dependientes de las exportaciones de petróleo, los cambios en el precio de éste ejercen una influencia grande sobre los precios relativos de las monedas. El encarecimiento de la divisa norteamericana en Colombia, por ejemplo, puede ser explicado parcialmente por las características propias de su sector

petrolero. Este último depende en gran medida de la inversión extranjera, que a su vez depende del comportamiento del precio internacional del petróleo. En la medida en que los términos de intercambio favorezcan al sector, la inversión fluye y la relativa abundancia de divisas mantiene su precio bajo. Pero, cuando el mercado castiga al sector, la entrada de capitales se detiene en el mejor de los casos, o simplemente sale del país buscando otros destinos de inversión (véase a López, *et al.*, 2013 para una explicación detallada de cómo los cambios en el precio del petróleo se pueden transmitir a la economía vía cambios en los términos de intercambio).

Colombia no es un país grande en el mercado del petróleo. Sus decisiones de producción de crudo no afectan significativamente a la demanda o la oferta mundiales. Por tanto, existen motivos para afirmar que, en el caso de Colombia, la casualidad entre precio del petróleo y tipo de cambio corre del primero hacia el segundo.

El Gráfico 1 muestra el comportamiento del precio de la divisa entre el primer mes de 2007 (2007m01) y el noveno mes de 2016 (2016m09). Nótese que los periodos de depreciación del peso colombiano han coincidido con choques

GRÁFICO 1
Colombia: Tipo de cambio nominal, 2007m01 – 2016m09



Fuentes: Elaboración propia con base en datos del Banco de la República.

externos que golpean a la economía colombiana; en particular, la crisis de inicio de siglo y la crisis financiera en los Estados Unidos. El periodo más dramático, sin embargo, coincide con la caída del precio del petróleo. Como se verá más adelante, estos periodos han exacerbado la volatilidad del tipo de cambio.

Llama la atención el valor mínimo que tomó el tipo de cambio durante el período de estudio (Cuadro 1). Tuvo lugar en junio de 2008 y concuerda con uno de los precios más altos del petróleo en los últimos años y con uno de los picos más altos de llegada de inversión al sector petrolero en el país. Ese exceso de divisas, producto de la trayectoria que llevaba el sector petrolero hasta entonces, desplomó el precio del dólar en términos del peso. Por su parte, el valor máximo del tipo de cambio tuvo lugar en un escenario completamente opuesto.

CUADRO 1

Colombia: Algunas estadísticas descriptivas del tipo de cambio

Media	2,263.414
Máximo	3,357.5
Mínimo	1,712.28
Des. Est.	396.8636
Observaciones	189

Fuentes: Elaboración propia con base en datos del Banco de la República.

La balanza comercial del país no tuvo la respuesta esperada ante el comportamiento del tipo de cambio. Los encargados de la política económica en el país afirmaban que un peso depreciado constituía una oportunidad país toda vez que esto significaba un aumento en el valor de las exportaciones colombianas y un desincentivo a las importaciones. Esta afirmación es consistente con el modelo de comercio de Dornbusch y Fischer (1980), quienes afirman que el balance comercial de un país, así como su competitividad en el mercado internacional, se ven afectados por fluctuaciones del tipo de cambio.

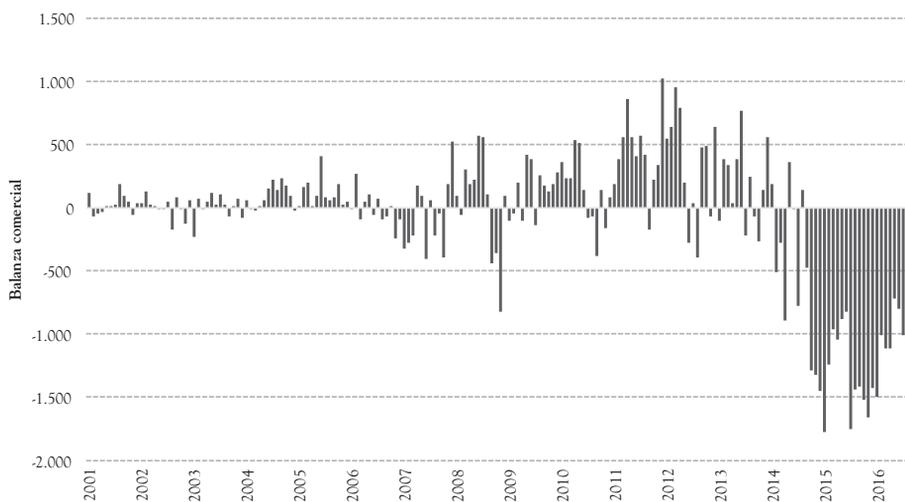
Sin embargo, las exportaciones del país permanecen impávidas sin dar señales de mejoría y las importaciones parecen resistirse a disminuir. Una hipótesis —sin pretender ser exhaustivos ya que no es el objetivo del artículo— se puede hallar en el modelo de crecimiento que se pensó para el país. Dicho modelo condujo a una dependencia de las exportaciones petroleras, lo que a su vez produjo una

estructura productiva con bajo dinamismo que no logra ofrecer bienes dinámicos en el mercado internacional, así como a una baja capacidad de arrastre del actual sector exportador.

El Gráfico 2 muestra los valores alcanzados por la balanza comercial colombiana entre 2001 y 2006. Junto con la depreciación de su moneda, el país transitó hacia un abultado y persistente déficit comercial. También se observa en el gráfico que previo a este período de déficit el sector externo colombiano lucía más saludable — impulsado por el buen comportamiento del precio de los productos básicos que proporcionaron un gran estímulo al sector de exportables en Colombia. Los desajustes de las cuentas externas en los últimos años eventualmente activarán los mecanismos correctores. Si estos desajustes se corrigen con ajustes del ingreso, como lo sugiere la literatura del crecimiento restringido por la balanza de pagos (Thirlwall, 1979; Thirlwall y Hussain, 1982), esto tendrá serios efectos contractivos que no tardaran en aparecer.

El valor máximo de la balanza comercial se tiene a finales de 2011, un año particularmente bueno para las exportaciones petroleras de Colombia producto de unos elevados precios del petróleo (Cuadro 2). El déficit más profundo se alcanzó en enero de 2015 cuando la bonanza petrolera de los años anteriores llegó a su fin.

GRÁFICO 2
Colombia: Balanza comercial, 2001m01 – 2016m09



Fuentes: Elaboración propia con base del Banco de la República

CUADRO 2

Colombia: Algunas estadísticas descriptivas de la balanza comercial

Media	-75.28942
Máximo	1,022.1
Mínimo	-1,769.9
Des. Est.	529.2698
Observaciones	189

Fuentes: Elaboración propia con base en datos del Banco de la República.

III. REVISIÓN DE LITERATURA

La relación que guarda la volatilidad del tipo de cambio y el comercio internacional ha ocupado un espacio importante en los recientes debates sobre los desbalances externos y su relación con el tipo de cambio como mecanismo corrector. Este debate se desarrolla en el marco de un tipo de cambio flexible, que puede aumentar el nivel de incertidumbre y por lo tanto reducir los incentivos para el comercio internacional. Mundell (1961), con su hipótesis de zonas monetarias óptimas, sugiere una dirección opuesta de la causalidad descrita donde los flujos de comercio estabilizan las fluctuaciones del tipo de cambio, reduciendo así su volatilidad. Estamos así frente a un escenario sugerente para la investigación en donde, para el caso de Colombia, se podría establecer qué tipo de causalidad existe.

A pesar de la creciente literatura que da cuenta de la relación entre comercio internacional y volatilidad del tipo de cambio, este sigue siendo un tema de acalorados debates debido a que los resultados aún son inconclusos. Los hallazgos de la literatura empírica sobre el tema han evolucionado en las últimas décadas. Mientras que los primeros estudios encontraron efectos adversos de la volatilidad del tipo de cambio en el comercio (Ethier, 1973; Clark, 1973; Baron, 1976; Cushman, 1983; Perée y Steinherr, 1989) estudios posteriores reportan impactos muy pequeños (Franke, 1991; Sercu y Vanhulle, 1992). Más recientemente, los usos de métodos cuantitativos refinados dan como resultado un mayor escepticismo sobre la causalidad de la volatilidad del tipo de cambio a corto plazo en el comercio internacional (Clark, *et al.*, 2004; Tenreyro, 2007). En resumen, la relación entre las dos variables parece más relacionada a la credibilidad de las políticas a largo

plazo en lugar de la causalidad a corto plazo (Klein y Shambaugh, 2006; Qureshi y Tsangarides, 2010).

Además, cualquier relación entre la volatilidad y el comercio internacional podría ser impulsada por la causalidad inversa, en la que los flujos de comercio ayudan a estabilizar las fluctuaciones del tipo de cambio, lo que reduce su volatilidad (Broda y Romalis, 2010). En cualquier caso, hay varias razones por las cuales la volatilidad a menudo no es un tema crítico para el comercio internacional. Un argumento especialmente convincente es que los riesgos asociados a los tipos de cambio volátiles se suavizan con el creciente número de instrumentos financieros disponibles (por ejemplo, presentar opciones de contrato y de divisas) que permiten a las empresas protegerse contra estos riesgos (Ethier, 1973). Otra crítica se relaciona con la presencia de costos hundidos en la exportación (Krugman, 1989; Franke 1991). Cuanto mayores sean los costos fijos de las exportaciones, las empresas son menos sensibles (y por tanto el comercio internacional) a la volatilidad del tipo de cambio.

El segundo aspecto por considerar en la relación entre el tipo de cambio y el comercio internacional se refiere a los desajustes cambiarios. La influencia de la desalineación de divisas en el comercio internacional es impulsada en gran medida por su impacto en los precios relativos de importación (Mussa, 1984; Dornbusch, 1996). Una moneda subvaluada, ya sea debido a choques exógenos o por la política económica, aumenta la competitividad de las exportaciones y el sector compite con las importaciones a expensas de los consumidores y del sector de no transables (Frieden y Broz, 2006). En este sentido, las fluctuaciones de la moneda desalineada sobre los precios son similares a los de una subvención a la exportación y el impuesto de importación. La literatura sobre el tema proporciona mucha evidencia sobre la respuesta de los flujos comerciales ante los cambios en los precios relativos consiguientes a los movimientos en los tipos de cambio (Hooper y Márquez, 1995; Bernard y Jensen, 2004). Aun así, como en el caso de la volatilidad, hay una serie de cuestiones que complican la relación entre la desalineación del tipo de cambio y el comercio internacional (Staiger y Sykes, 2010).

La literatura también ha procurado estudiar los casos particulares de los países. De ese grupo de trabajos hace parte el de Bakhromov (2011) quien modela la relación entre volatilidad del tipo de cambio y el balance comercial en Uzbekistan entre 1999 y 2009. Sus hallazgos sugieren que la volatilidad del tipo de cambio tiene impactos considerables en las exportaciones e importaciones de ese país. El ejercicio de cointegración muestra que un aumento en la volatilidad impacta

negativamente tanto a las exportaciones como a las importaciones. Concluye que la estabilidad del balance comercial se puede lograr con política económica que procure la estabilidad del tipo de cambio.

También el trabajo de Kurtovic, *et al.* (2017) evalúan la fortaleza de la relación volatilidad del tipo de cambio balance comercial, pero para el caso de Albania. Los autores encuentran evidencia a favor de la cointegración entre las variables de interés, concluyendo que los periodos de depreciación afectan positivamente el balance comercial.

Hay, sin embargo, artículos que van en contravía a los anteriormente reseñados. Mohammad y Bahare (2014), por ejemplo, estiman la relación existente entre volatilidad del tipo de cambio y balance comercial para Irán entre 1993 y 2011. Pero, en esta ocasión, no se encontró relación alguna entre la volatilidad y el balance comercial. Esto los lleva a sugerir que a diferencia de lo que propone Bakhromov (2011), la política macroeconómica tendiente a suavizar el tipo de cambio no es suficiente para mantener el balance comercial con sus socios.

Como sugiere entonces la literatura teórica y empírica, aún queda espacio para seguir aportando a esta polémica entre la relación que guarda el comercio internacional y la volatilidad del tipo de cambio, dado lo controversial de los hallazgos previos. Las secciones siguientes atienden esto.

IV. LA ESTRATEGIA ECONÓMICA

De acuerdo con la discusión teórica anterior, es posible que la causalidad entre balance comercial y volatilidad del tipo de cambio corra en ambas direcciones. Por lo tanto, la relación entre el balance comercial y la volatilidad será expresada como:

$$BC_t = f(V_t) \quad (1)$$

$$V_t = f(BC_t) \quad (2)$$

donde BC es el balance comercial de Colombia expresado en millones de dólares FOB (la diferencia entre exportaciones totales e importaciones totales); V es la volatilidad del tipo de cambio nominal y t es el tiempo. Ambas series fueron obtenidas del Banco de la República y están expresadas en meses desde enero de 2001 (2001m01) hasta septiembre de 2016 (2016m09).

A. Estimación de la volatilidad

En la literatura se pueden hallar distintos métodos para calcular o estimar la volatilidad del tipo de cambio. Entre los métodos empleados para estimar la volatilidad se encuentran: calcular la variación porcentual absoluta del tipo de cambio (Bailey, *et al.*, 1986); estimar un proceso de media móvil (MA) para la desviación estándar de la tasa de crecimiento del tipo de cambio (Chowdhury, 1993); emplear los residuos de un proceso ARIMA (Asseery y Peel, 1991) y, por último, los modelos autorregresivos de heterocedasticidad condicionada (ARCH).

Los modelos ARCH son metodologías superiores al momento de estimar volatilidades comparados con las alternativas mencionadas, ya que permiten explícitamente probar si el cambio de la varianza condicional de la variable sobre el tiempo es estadísticamente significativo. Por otro lado, miden relativamente bien la incertidumbre — entendida esta como la varianza de un componente estocástico e impredecible de una variable de interés (Grier y Perry, 2000). Por esto, y por otras razones, los modelos ARCH sobresalen entre las diferentes alternativas para estimar la volatilidad de una serie (Engle, 1983; Andersen y Bollerslev, 1998).

Para calcular la volatilidad del tipo de cambio nominal, se seguirá el método de calcular la volatilidad basado en los modelos ARCH, en que la varianza condicional depende del cuadrado de los rezagos de los términos aleatorios llamados innovaciones o errores (choques). De esta forma, la varianza condicional hace referencia a la volatilidad en un instante de tiempo t condicionada a la información relevante y conocida hasta ese momento.

Suponga que el valor de en el período t puede representarse como:

$$y_t = E[y_t | \Psi_{t-1}] + \sigma_\varepsilon \varepsilon_t \quad (3)$$

donde Ψ_{t-1} es el conjunto de información disponible y relevante hasta el momento $t - 1$; σ_ε es una constante asociada a la volatilidad de la serie y $\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$. Mientras que la parte determinista de puede modelarse por una representación ARIMA, la parte estocástica se modela, de acuerdo con Engle (1982), como:

$$\sigma_\varepsilon \varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (4)$$

donde v_t es ruido blanco e independiente de $\sqrt{h_t}$. En los modelos ARCH la atención recae en la estimación de h_t puesto que su estimación dará una medida

de la volatilidad de la serie y_t . Engel (1982) estableció que h_t es una función del cuadrado de las innovaciones pasadas así:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \tag{5}$$

Los parámetros de esta última ecuación deben cumplir las siguientes condiciones para garantizar la no negatividad de la varianza condicional: $\alpha_0 > 0$ y $\alpha_i \geq 0$ para todo $i = 1, \dots, q$. Entre más grande el valor de q , más grandes tenderán a ser los episodios de volatilidad.

Estos modelos calculan la varianza condicional a lo largo del tiempo y relacionan variables que se observan en periodos anteriores. Por otro lado, los modelos ARCH son capaces de capturar tres aspectos fundamentales de los datos, a saber: curtosis, sesgo y agrupamiento de la volatilidad, que no se pueden capturar con otro tipo de técnicas para medir volatilidad (Bera y Higgins, 1993). Ahora, Andersen y Bollerslev (1998) explican que mientras mayor sea la periodicidad de los datos, mejores medidas ARCH se obtienen. Por esta razón la volatilidad será calculada empleando la serie tipo de cambio nominal mensual para el período enero de 2001 a septiembre de 2016.

Para la serie tipo de cambio nominal (TCN) se aplicó la prueba de raíz unitaria DF-GLS de Elliot, Rothenberg y Stock (1996) y la prueba aumentada de Dickey y Fuller (1981) (ADF) y no se halló evidencia estadística que permitiera concluir que la serie en niveles sea estacionaria. Sin embargo, una vez que se aplican de nuevo las pruebas, pero esta vez para la primera diferencia de la serie (Δ TCN), la evidencia estadística sugiere que esta serie es estacionaria. El Cuadro 3 muestra los resultados de la prueba:

CUADRO 3
Pruebas de raíz unitaria para el tipo de cambio nominal

Serie	Prueba DF-GLS			Prueba ADF		
	Estadístico de prueba	Valor crítico al 5%	Decisión	Estadístico de prueba	Valor crítico al 5%	Decisión
TCN	-1,61536	-1,94254	No Estacionaria	-1,60321	-2,87684	No estacionaria
Δ TCN	-8,94591	-1,94255	Estacionaria	-8,92945	-2,87693	Estacionaria

Fuente: Elaboración propia

Como la serie en niveles presenta una raíz unitaria, se estimó un modelo autorregresivo de orden dos (AR(2)) sobre la primera diferencia del TCN para probar la presencia de efectos ARCH. El orden del proceso AR fue elegido de tal manera que no existiera correlación en los residuos. Ello debido a que la prueba ARCH-LM que sugirió Engle (1982) para probar la existencia de efectos ARCH, puede resultar significativa aun cuando dichos efectos no están presentes en la serie debido a la correlación serial.

Se aplicó la prueba de residuales ARCH-LM y los resultados sugieren la presencia del efecto ARCH en los residuos del proceso AR(2) por lo que se estimó un proceso ARCH(1) a la serie estacionaria. Por medio del correlograma de los residuales estandarizados y de la prueba ARCH-LM se comprueba que no existen otros efectos ARCH en la serie del tipo de cambio nominal que deban ser modelados.

Una vez se estimó el modelo ARCH(1) la ecuación de la volatilidad tomó la siguiente forma:

$$\text{Volatilidad} = 3594.62 + 0.420 * \text{ARCH}(1) \quad (6)$$

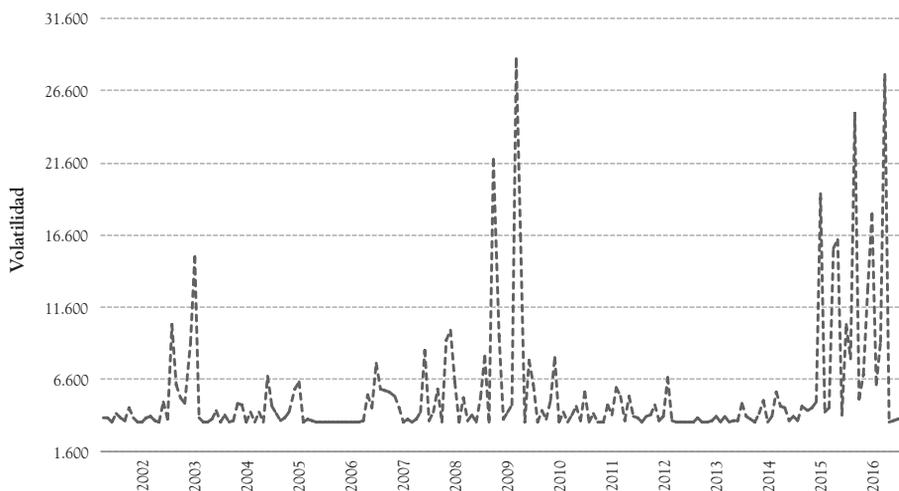
Los episodios de volatilidad son generalmente representados por el agrupamiento de grandes shocks hacia la variable dependiente. En este caso en particular, vemos que la crisis de principios de siglo, así como la crisis financiera de 2007 –ambas en Estados Unidos– aumentaron considerablemente la volatilidad de la serie. Recientemente, la caída del precio del petróleo ha incrementado esa volatilidad como bien se puede apreciar en el Gráfico 3.

Los valores ajustados del modelo ARCH(1) se calculan para generar la serie de la varianza condicional ARCH, es decir, la medida de la volatilidad del tipo de cambio que se incluirá en la segunda etapa de la estimación de cointegración.

B. Cointegración

En este apartado se expondrán los resultados del ejercicio de cointegración empleando la metodología ARDL. El período de tiempo que cubre la estimación va de enero de 2001 a septiembre de 2016. Si bien se podría objetar que el período de tiempo no es lo suficientemente amplio como para aplicar un análisis de cointegración, el uso de series con una alta frecuencia (mensual en este caso con 189 observaciones) corrige parcialmente esa posible deficiencia (Zhou, 2001).

GRÁFICO 3
 Colombia: Volatilidad del tipo de cambio nominal mensual,
 2001m04 – 2016m09



Fuente: Elaboración propia.

Cuando dos o más series de tiempo están cointegadas significa que estas comparten una tendencia estocástica común. Así, cuando las series exhiben un comportamiento tendencial, la combinación lineal de estas no presenta tendencia alguna. Este concepto fue acuñado por Granger en una serie de artículos (Granger, 1981; Granger y Weiss, 1983; Granger, 1986; Engle y Granger, 1987) que abrieron toda una veta de investigación en la econometría de series de tiempo.

Las ecuaciones de comportamiento del balance comercial y la volatilidad del tipo de cambio toman las siguientes formas:

$$BC_t = \alpha_1 + \beta_1 V_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$V_t = \alpha_2 + \beta_2 BC_t + v_t \quad (8)$$

donde α_i y β_i para $i = 1, 2$ son parámetros a estimar y ε_t , v_t son ruido blanco.

Como es usual, previo al establecimiento de la relación de cointegración, lo primero es probar las propiedades estadísticas de las series, esto es, determinar si

presentan o no una raíz unitaria. La cointegración depende típicamente de que las series sean integradas de orden uno ($I(1)$). En otras palabras, que sean no estacionarias en niveles.

Una vez aplicada las pruebas de raíz unitaria ADF y DF-GLS, la serie de volatilidad del tipo de cambio nominal resultó ser integrada de orden cero. Por otro lado, respecto a la serie del balance comercial colombiano, los resultados son inconclusos ya que la prueba ADF sugiere que la serie no es estacionaria, mientras que la prueba DF-GLS sugiere que sí lo es.

La teoría económica sugiere que la serie de balance comercial debería ser una serie estacionaria, puesto que en el largo plazo las exportaciones y las importaciones deberían compensarse las unas a las otras. Si las exportaciones no se compensaran con las importaciones, la economía estaría presentando persistentes desbalances en sus cuentas externas y ello empujaría a la economía a desbalances insostenibles en el largo plazo. Dado, entonces, que los desbalances en las cuentas externas de un país activan los mecanismos correctivos para garantizar el balance externo a largo plazo, suena sensato que la serie de balance comercial también sea estacionaria en niveles.

Como para Colombia la decisión sobre la estacionaridad de las series es inconclusa, se decide no aplicar las metodologías usuales de cointegración como la de Johansen (1988; 1995), Johansen y Juselius (1990; 1992) o Engle y Granger (1987). Se decidió, por lo tanto, emplear la metodología de cointegración ARDL propuesta por Pesaran, *et al.* (2001). Esta metodología suele emplearse para probar la existencia de una relación en niveles de largo plazo entre variables, alejándose de las metodologías típicas de Engle y Granger (1987) o la de Johansen y Juselius (1990), las cuales requieren probar previamente el orden de integración de las series.

Estas últimas metodologías hacen hincapié en la importancia de las pruebas de raíces unitarias en la serie ya que la validez de la relación empírica entre las series de tiempo depende de la exigencia de que los supuestos clásicos estacionarios están satisfechos. De esta manera probar la existencia de cointegración pasa primero por probar que las series sean $I(1)$. Por lo tanto, podría frustrarse la posibilidad de establecer algún tipo de relación de largo plazo si las variables no resultan serlo.

Muchos trabajos que han analizado el impacto de la volatilidad del tipo de cambio sobre los volúmenes de comercio internacional han encontrado que la serie de volatilidad del tipo de cambio resulta ser una serie $I(0)$. Esto típicamente

ocurre cuando la volatilidad es calculada por medio de un modelo ARCH, como ocurre en este caso (véase Charalambos, 2003). Justamente por esto es que la metodología ARDL se hace atractiva puesto que no requiere probar previamente el orden de integración de las series. En otras palabras, podemos estimar una relación de largo plazo sin establecer previamente si las series son I(0) o I(1).

Un reajuste conveniente de los modelos ARDL es expresarlos como un modelo de corrección de errores (MCE) y estimar la relación de largo plazo junto a las desviaciones de corto plazo.

Así las cosas, las Ecuaciones 7 y 8 en su formato de MCE vienen dados por:

$$\Delta BC_t = \alpha_0 + \delta_0 BC_{t-1} + \delta_1 V_{t-1} + \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta BC_{t-i} + \sum_{j=0}^p \phi_j \Delta V_{t-j} + u_t \quad (9)$$

$$\Delta V_t = \beta_0 + \varphi_0 V_{t-1} + \varphi_1 BC_{t-1} + \sum_{i=0}^p \xi_i \Delta V_{t-i} + \sum_{j=0}^p \omega_j \Delta BC_{t-j} + w_t \quad (10)$$

Para determinar la existencia de una relación de largo plazo (cointegración) entre las variables involucradas en ambas ecuaciones con la metodología ARDL, emplearemos el estadístico F de la prueba de Wald. Este estadístico se emplea para probar la hipótesis nula que establece que los coeficientes sobre los rezagos de las variables en niveles son cero: $H_0 : \delta_0 = \delta_1 = 0$ y $H_0 : \varphi_0 = \varphi_1 = 0$. La metodología provee valores críticos de unos límites superior e inferior para probar cointegración. Si el estadístico F calculado excede el límite superior, la hipótesis nula de no cointegración puede ser rechazada. Si cae por debajo del límite inferior la hipótesis de no cointegración no podrá ser rechazada. Por último, si cae entre los límites la inferencia es inconclusa.

Los resultados de la prueba de cointegración se resumen en los Cuadros 4 y 5:

CUADRO 4

Prueba de cointegración para la ecuación del balance comercial (ARDL(3,0))

Variable dependiente	Variable explicativa	F-estadístico	Límites al 90%		Límites al 95%		Cointegración
			Inferior	Superior	Inferior	Superior	
BC	V	1,557084	3,02	3,51	3,62	4,16	Ausente

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 5

Prueba de cointegración para la ecuación de la volatilidad (ARDL(1,0))

Variable dependiente	Variable explicativa	F-estadístico	Límites al 90%		Límites al 95%		Cointegración
			Inferior	Superior	Inferior	Superior	
V	BC	45,68964	3,02	3,51	3,62	4,16	Ausente

Fuente: Elaboración propia.

Según estos resultados, la cointegración está presente únicamente cuando la variable dependiente es la volatilidad del tipo de cambio nominal. Esta conclusión surge gracias a que el estadístico F del Cuadro 5 es mayor que el límite superior al 95%, mientras que, el estadístico F del Cuadro 4 cae por debajo del límite inferior al 90%. En síntesis, las series guardan una relación estable para el período de análisis.

C. ¿Significa esto causalidad?

El haber establecido la presencia de cointegración entre las series no implica que se haya establecido algún tipo de causalidad entre ellas. Para continuar profundizando en el análisis, se propone a continuación reinterpretar las Ecuaciones 7 y 8 como un vector autorregresivo VAR. De acuerdo con el criterio de selección de rezagos de Schwarz, el número de rezagos óptimo del VAR es dos. Así las cosas, el modelo VAR(2) en su forma matricial viene dado por:

$$\mathbb{Y}_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 \mathbb{Y}_{t-1} + \mathbf{b}_2 \mathbb{Y}_{t-2} + \mathbf{e}_t \quad (11)$$

$$\text{donde, } \mathbb{Y}_t = \begin{bmatrix} BC_t \\ V_t \end{bmatrix}; \mathbf{a} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \end{bmatrix}; \mathbf{b}_1 = \begin{bmatrix} \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{22} & \beta_{23} \end{bmatrix}; \mathbf{b}_2 = \begin{bmatrix} \beta_{14} & \beta_{15} \\ \beta_{24} & \beta_{25} \end{bmatrix}; \mathbf{e}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \psi_t \end{bmatrix}$$

Una vez estimado el VAR(2), el Cuadro 6 recoge los resultados de la prueba de causalidad de Granger. Recuérdese que la hipótesis nula de la prueba de causalidad es que X no causa en el sentido de Granger a Y. de esta forma, la hipótesis se rechaza siempre que el p-valor sea menor al nivel de significancia, que típicamente es el 5%.

CUADRO 6
Prueba de causalidad de Granger

Hipótesis nula:	P-Valor
V no causa en sentido Granger a BC	0,767
BC no causa en sentido Granger a V	0

Fuente: Elaboración propia.

El Cuadro 6 sugiere, como se puede apreciar al interpretar los p-valores, que en cuanto a la relación entre BC y V es la primera la que causa en el sentido de Granger a la segunda. Según estos resultados, en Colombia el desbalance comercial es quien causa a la volatilidad del tipo de cambio.

Estos resultados, sin embargo, deben interpretarse con cuidado toda vez que la causalidad tipo Granger no se interpreta en el sentido clásico de causa-efecto. Estos resultados lo que sugieren es que, para un mejor pronóstico del comportamiento de la volatilidad del tipo de cambio nominal, se debe contemplar la historia del balance comercial de Colombia. En todo caso, mientras persistan estos desbalances comerciales, la volatilidad del tipo de cambio permanecerá estable y posiblemente lo que haya que esperar sea una recuperación del sector exportador colombiano que, como se sabe, está ligado al comportamiento del sector petrolero.

V. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo es establecer la existencia de una relación estable de largo plazo entre la volatilidad del tipo de cambio y el balance comercial. El ejercicio de cointegración empleando la técnica ARDL —una técnica versátil comparada con las metodologías típicas de cointegración— permitió establecer que el balance comercial en Colombia y la volatilidad del tipo de cambio nominal del peso colombiano, están cointegrados. Esto constituye un aporte a una inconclusa literatura empírica en el tema. Aun no hay certeza de cual es concretamente la relación que guardan estas variables. En este sentido el documento aportó estimando esta relación para el caso colombiano.

De otra parte, según la teoría económica la relación entre estas dos variables puede ser bidireccional. Por tanto, se empleó la prueba de causalidad de Granger con la intención de establecer algún grado de causalidad. Lo que se halló muestra que el balance comercial causa en el sentido de Granger a la volatilidad del tipo de cambio.

Esto puede estar asociado a la causa directa del aumento en la volatilidad del tipo de cambio y del desbalance comercial debido a la caída del precio del petróleo. Es este —el precio del petróleo— el factor externo al modelo planteado que está direccionando los resultados econométricos que se hallaron.

Así, si es el balance comercial el que causa la volatilidad del tipo de cambio, deberían entonces ponerse en marcha políticas tendientes a diversificar la estructura productiva del país. Con esto, se lograría producir bienes sustitutos al petróleo y diversificar la canasta de exportables. Esto haría que el país fuera menos sensible a las caídas en el precio del principal bien de exportación.

En todo caso próximas investigaciones podrían profundizar en el estudio de la relación de estas variables incluyendo la influencia del precio del petróleo o desagregando el balance comercial al discriminar las exportaciones por aparte de las importaciones.

REFERENCIAS

- Andersen, Torben G., and Tim Bollerslev (1998), “Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models do Provide Accurate Forecasts”, *International Economic Review*, Vol. 39, No. 4.
- Assery, A., and David A. Peel (1991), “The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Estimates”, *Economics Letters*, Vol. 37, No. 2.
- Bailey, Martin J., George S. Tavlas, and Michael Ulan (1986), “Exchange Rate Variability and Trade Performance: Evidence for the Big Seven Industrial Countries”, *Review of World Economics*, Vol. 122, No. 3.
- Bakhromov, Nodir (2011), “The Exchange Rate Volatility and the Trade Balance: Case of Uzbekistan”, *Journal of Applied Economics and Business Research*, Vol. 1, No. 3.
- Baron, David P. (1976), “Flexible Exchange Rates, Forward Markets, and the Level of Trade”, *The American Economic Review*, Vol. 66, No. 3.
- Bera, Anil K., and Matthew L. Higgins (1993), “ARCH Models: Properties, Estimation and Testing”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 7, No. 4.

- Bernard, Andrew, and J. Bradford Jensen (2004), "Why Some Firms Export", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 2.
- Broda, Christian, and John Romalis (2010), "Identifying the Relationship between Trade and Exchange Rate Volatility", in Takatoshi Ito and Andrew K. Rose (editors), *Commodity Prices and Markets*, East Asia NBER Seminar on Economics, Vol. 20, Chicago and London: National Bureau of Economic Research and University of Chicago Press.
- Charalambos, Pattichis (2003), "Conditional Exchange Rate Volatility, Unit Roots, and International Trade", *The International Trade Journal*, Vol. 17, No. 1.
- Chowdhury, Abdur R. (1993), "Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error Correction Models", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, No. 4.
- Clark, Peter B. (1973), "Uncertainty, Exchange Rate Risk, and the Level of International Trade", *Economic Inquiry*, Vol. 11, No. 3.
- Clark, Peter, Natalia Tamirisa, and Shang-Jei Wei (2004), *Exchange Rate Volatility and Trade Flows - Some New Evidence*, International Monetary Fund.
- Cushman, David O. (1983), "The Effects of Real Exchange Risk on International Trade", *Journal of International Economics*, Vol. 15, No. 1-2.
- Dickey, David A., and Wayne A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, No. 4.
- Dornbusch, Rudiger (1996), "The Effectiveness of Exchange-Rate Changes", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 12, No. 3.
- Dornbusch, Rudiger, and Stanley Fischer (1980), "Exchange Rates and the Current Account", *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 5.
- Elliott, Graham, Thomas J. Rothenberg, and James H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, Vol. 64, No. 4.
- Engle, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, No. 4.
- Engle, Robert F. (1983), "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 15, No. 3.
- Engle, Robert F., and Clive W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2.
- Ethier, Wilfred (1973), "International Trade and the Forward Exchange Market", *The American Economic Review*, Vol. 63, No. 3.

- Franke, Günter (1991), "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy", *Journal of International Money and Finance*, Vol.10, No. 2.
- Frieden, Jeffrey, and Lawrence Broz (2006), "The Political Economy of Exchange Rates", in Barry Weingast and Donald Wittman (editors), *Oxford Handbook of Political Economy*, Oxford: Oxford University Press
- Granger, Clive W. J. (1981), "Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Specification", *Journal of Econometrics*, Vol. 16, No. 1.
- Granger, Clive W. J. (1986), "Developments in the Study of Co-Integrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 3.
- Granger, Clive W. J., and Weiss, A. A. (1983), "Time Series Analysis of Error-Correction Models", in Samuel Karlin, Takeshi Amemiya, and Leo A. Goodman, *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*, New York: Academic Press.
- Grier, Kevin B., and Mark J. Perry (2000), "The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some GARCH-M Evidence", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 15.
- Hooper, Peter, and Jaime Marquez (1995), "Exchange Rates, Prices, and External Adjustment in the United States and Japan", in Peter B. Kenen (editor), *Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy*, Princeton: Princeton University Press.
- Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3.
- Johansen, Soren (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Johansen Soren, and Katarina Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2.
- Johansen, Soren, and Katarina Juselius (1992), "Testing Structural Hypothesis in Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, Vol. 53.
- Klein, Michael W., and Jay C. Shambaugh (2006), "Fixed Exchange Rates and Trade", *Journal of International Economics*, Vol. 70, No. 2.
- Krugman, Paul (1989), "The Case for Stabilizing Exchange Rates", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 5, No. 3.
- Kurtovic, Safet, Blerim Halili, and Nehat Maxhuni (2017), "Implication of the Exchange Rate Volatility on the Trade Balance of Albania", *Journal of Global Economics, Management & Business Research*, Vol. 8, No. 3.

- López, Enrique, Enrique Montes, Aarón Garavito, y María Mercedes Colazos (2013), “La economía petrolera en Colombia (Parte II). Relaciones intersectoriales e importancia en la economía nacional”, *Borradores de Economía*, No. 748, Banco de la República.
- Mundell, Robert A. (1961), “A Theory of Optimal Currency Areas”, *American Economic Review*, Vol. 51, No. 4.
- Mussa, Michael (1984), “The Theory of Exchange Rate Determination”, in John F. Bilson and Richard C. Marston (editors), *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago: University of Chicago Press.
- Perée, Eric, and Alfred Steinherr (1989), “Exchange Rate Uncertainty and Foreign Trade”, *European Economic Review*, Vol. 33, No. 6.
- Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, and Richard J. Smith (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No. 3.
- Qureshi, Mahvash S., and Charlampos Tsangarides (2010), “The Empirics of Exchange Rate Regimes and Trade: Words vs. Deeds”, *IMF Working Paper*, No. WP/10/48.
- Sercu, Piet, and Cynthia Vanhulle (1992), “Exchange Rate Volatility, International Trade and the Value of Exporting Firms”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 16, No. 1.
- Staiger Robert W., and Alan O. Sykes (2010), “‘Currency Manipulation’ and World Trade”, *World Trade Review*, Vol. 9, No. 4.
- Tenreyro, Silvana (2007), “On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility”, *Journal of Development Economics*, Vol. 82, No. 2.
- Thirlwall, Anthony P. (1979), “The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences”, *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Vol. 32, No. 128.
- Thirlwall, Anthony P., and M. Nureldin Hussain (1982), “The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rate Differences between Developing Countries”, *Oxford Economic Papers*, Vol. 34, No. 3.
- Zhou, Su (2001), “The Power of Cointegration Tests versus Data Frequency and Time Spans”, *Southern Economic Journal*, Vol. 67, No. 4.