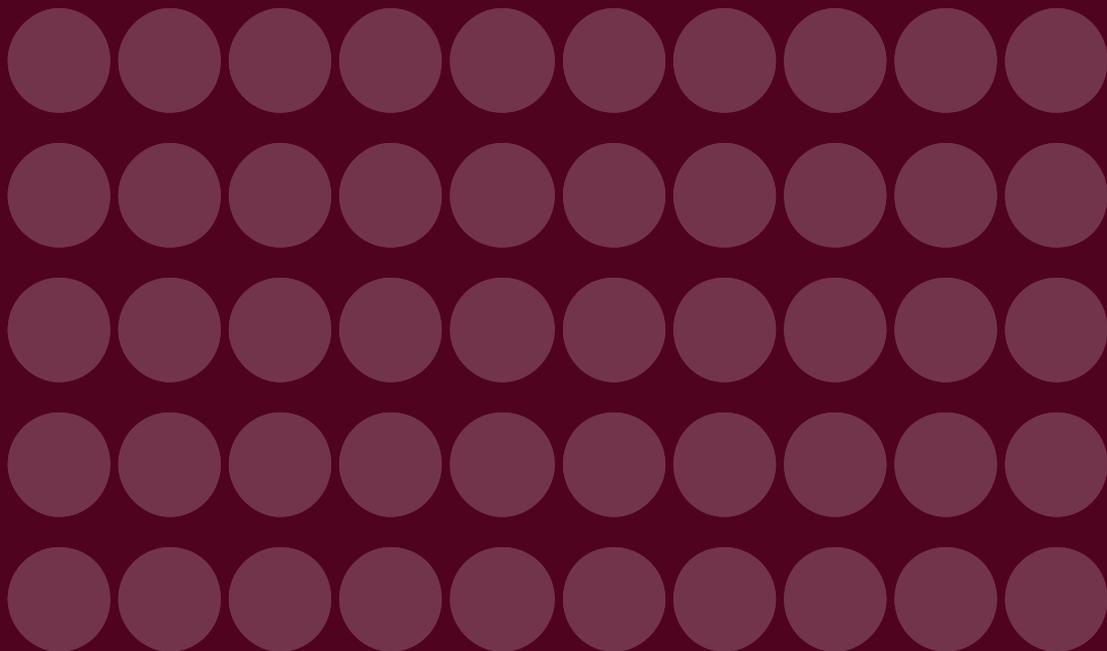


# **MONETARIA**

Volumen XXXVI, número 2

Julio-diciembre de 2014



# *Monetaria*

## **Consejo Editorial**

---

Andrés R. Bianchi Larre (CHILE)  
Jorge Braga de Macedo (PORTUGAL)  
Guillermo Calvo (ARGENTINA)  
Vittorio Corbo (CHILE)  
José Fernando De Gregorio R. (CHILE)  
Jordi Galí (ESPAÑA)  
Francisco de Paula Gutiérrez Gutiérrez (COSTA RICA)  
Arnold C. Harberger (EUA)  
Gustavo Loyola (BRASIL)  
Miguel Mancera Aguayo (MÉXICO)  
Enrique Mendoza (MÉXICO)  
Guillermo Ortiz (MÉXICO)  
Manuel Ramos-Francia (MÉXICO)  
Jesús Silva-Herzog Flores (MÉXICO)  
Miguel Urrutia Montoya (COLOMBIA)  
Carlos Végh (URUGUAY)  
Richard Webb (PERÚ)  
Marion Williams (BARBADOS)

## **Comité Editorial**

---

### **Miembros *ex officio***

Adrián Armas Rivas, BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ,  
*presidente del Comité Editorial*  
Jorge Carrera, BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA ARGENTINA  
Eduardo Lima, BANCO CENTRAL DO BRASIL  
Alberto Naudón D., BANCO CENTRAL DE CHILE  
Alberto Ortiz, CEMLA  
Luis Poggi, BANCO CENTRAL DE VENEZUELA  
Alberto Torres, BANCO DE MÉXICO  
Jorge Hernán Toro Córdoba, BANCO DE LA REPÚBLICA, COLOMBIA

### **Miembros no permanentes**

Enrique Alberola Ila, BANCO DE PAGOS INTERNACIONALES  
Fausto Hernández Trillo, CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS  
(MÉXICO)  
Isabel Horta Correia, BANCO DE PORTUGAL  
Emanuel Kohlscheen, BANCO DE PAGOS INTERNACIONALES

## **Comité Técnico**

---

Sergio Afonso Lago Alves, BANCO CENTRAL DO BRASIL  
Omar Mendoza, BANCO CENTRAL DE VENEZUELA  
María José Roa, CEMLA  
Martín Tobal, BANCO DE MÉXICO  
Marco Vega, BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

# MONETARIA

Volumen XXXVI, número 2, julio-diciembre 2014

## ÍNDICE

---

177

**Bonanzas temporales de recursos  
y producción manufacturera:  
una perspectiva global**

*Cristina Fernández Mejía  
Leonardo Villar Gómez*

233

**Un análisis estructural de los choques  
de precios del petróleo en la economía  
de Jamaica**

*Kirsten Roach*

273

**Crecimiento económico y convergencia  
en América Latina,  
1950-2010**

*Domingo Rodríguez Benavides  
Ignacio Perrotini Hernández  
Miguel Ángel Mendoza González*

---

**Monetaria** difunde estudios de investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras instituciones; incluye temas especializados en economía y banca central, con un enfoque teórico y cuantitativo. Se publica en forma impresa y electrónica <[www.cemla.org](http://www.cemla.org)>. Consultas dirigirse a <[publicaciones@cemla.org](mailto:publicaciones@cemla.org)>. Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el punto de vista del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.

**Implicaciones de política para la aplicación  
de reservas anticíclicas de capital cuando  
los préstamos del gobierno desplazan  
al crédito del sector privado:  
el caso de Jamaica**

*R. Brian Langrin*

*Lavern McFarlane*

---

*Cristina Fernández Mejía  
Leonardo Villar Gómez*

## Bonanzas temporales de recursos y producción manufacturera: una perspectiva global

### **Resumen**

*En este trabajo se analiza el efecto que tienen las bonanzas temporales de recursos en la industria en escala mundial, con especial atención en América del Sur. Las principales conclusiones son, primero, que el mundo está atravesando desde 2002 una bonanza de bonanzas y América del Sur es un protagonista central de este episodio; segundo, las bonanzas del sector minero-energético tienden a ser más largas y profundas, y a generar mayores síntomas de enfermedad holandesa, que las bonanzas en el sector de alimentos o en flujos de capitales y, tercero, los efectos negativos sobre la industria tienden a perdurar tras el fin de los ingresos extraordinarios correspondientes a la bonanza.*

*Palabras clave: bonanzas de recursos naturales, flujos de capital, desindustrialización, enfermedad holandesa.*

*Clasificación JEL: 013, 014, 016.*

---

Investigadora y director ejecutivo de Fedesarrollo, respectivamente. Esta investigación fue financiada por CAF-Banco de Desarrollo de América Latina. Hugo Andrés Carrillo y Paulo Mauricio Sánchez fueron dedicados y rigurosos asistentes de investigación del proyecto. Adriana Arreaza fue la contraparte en la CAF para el proyecto y participó activamente en las discusiones y en la orientación del estudio. Se agradecen los comentarios del equipo de investigaciones del Banco de México y de José Antonio Ocampo, Guillermo Perry, Pablo Sanquinetti, Roberto Steiner, Daniel Ortega, Pablo Brassiolo y los demás asistentes al seminario de investigaciones de CAF.

## Abstract

This paper analyzes the effect of temporary resource booms on manufacturing industry at a global level, but emphasizing the South-American case. The main conclusions are the following: first, the world is facing a *boom of booms* since 2002, in which South-America plays a prominent role; second, fuel and minerals booms are more likely to be larger and longer, and to generate more Dutch disease symptoms than capital flows agricultural products booms, and third, the negative impact over the industry tends to last two and three years after the boom has ended.

**Keywords:** Resource booms, deindustrialization, Dutch disease, capital flights.

**JEL classification:** O13, O14, O16.

## 1. INTRODUCCIÓN

En el último decenio, América del Sur se ha beneficiado de un flujo significativo de ingresos por cuenta de la exportación de recursos naturales y de un mayor acceso a los mercados financieros internacionales, que le han procurado un importante crecimiento económico. Sin embargo, ya han comenzado a materializarse algunas de las preocupaciones que desde hace tiempo han planteado los analistas sobre la sostenibilidad de este motor de crecimiento, ante una menor liquidez internacional y moderación en los precios de los productos básicos. Uno de los mayores interrogantes es el papel de la industria frente a esta nueva situación y la posibilidad de que este sector compense los menores ingresos de recursos naturales y de capitales.

En este sentido, la gran pregunta que aborda este trabajo es si el fin de las bonanzas estará acompañado de un reacomodo de los precios relativos (o depreciación), que pueda contribuir a la rápida recuperación de la producción manufacturera o

de otros sectores con potencial exportador, que compense en parte la caída en los ingresos generados por las bonanzas. Una pregunta adicional es si las características y consecuencias de las bonanzas varían de acuerdo con el tipo de bonanza (productos agrícolas, sector minero-energético o capitales) que han disfrutado los países. Para responder estos interrogantes, se busca identificar los principales episodios de bonanzas y de posbonanza de recursos naturales y capitales que se han presentado en el ámbito mundial, y en particular en América del Sur; caracterizarlos, y establecer los efectos que han tenido en la industria, de acuerdo con el sector en que se presentan.

El efecto de los ingresos asociados con recursos naturales sobre las manufacturas y el comportamiento general de las economías ha sido ampliamente analizado en la literatura económica. Los análisis correspondientes pueden organizarse en tres grandes grupos. El primer conjunto de estudios se concentra alrededor de la idea de un deterioro secular en los términos de intercambio para los productos básicos inicialmente propuesta por Prebisch (1959) y Singer (1950). Esta idea fue severamente cuestionada por estudios posteriores (por ejemplo Cuddington, 1992) pero recientemente ha sido retomada por Ocampo y Parra (2010) y Erten y Ocampo (2013), quienes no sólo analizan las tendencias de las series de precios sino también sus componentes cíclicos.

El segundo conjunto de trabajos trata el efecto de la llamada *enfermedad holandesa*; sobresalen los de Corden y Neary (1982) e Ismail (2010) que encuentran una importante relación entre las bonanzas de productos básicos, el tipo de cambio real y el pobre desempeño del sector manufacturero. En el mismo sentido, Spatafora y Warner (1995) identifican una relación muy fuerte entre el efecto de los términos de intercambio y el tipo de cambio real. Una versión complementaria de esta hipótesis es la planteada por Krugman (1987), en la cual se resaltan los efectos de largo plazo que pueden surgir de una sobrevaluación temporal del tipo de cambio en modelos con economías de escala dinámicas y procesos de aprendizaje endógenos (*aprender haciendo*).

El tercer grupo de trabajos, en varios sentidos complementario del anterior, se estructura alrededor de la tesis de “la maldición de recursos naturales” planteada por Sachs y Werner (1995, 1997), según la cual la oportunidad de progreso técnico en la producción de bienes básicos es limitada en términos relativos a las que genera la industria manufacturera. En estos trabajos se resaltan además los efectos perversos que suelen tener los ingresos asociados a la producción de los bienes básicos sobre las instituciones y la economía política de los países que dependen excesivamente de ellos (Besley *et al.*, 2013). También en este grupo cabría el reciente *Informe de Desarrollo Industrial* de la UNIDO (2013), el cual afirma que los países ricos en recursos naturales (minerales e hidrocarburos) muestran un menor desarrollo industrial (especialmente en industrias clave para el crecimiento en países de desarrollo medio, como los aparatos eléctricos, los vehículos automotores y los químicos).

Varios de los planteamientos precedentes, que resaltan los posibles efectos negativos de los ingresos asociados con recursos naturales en las economías, han sido cuestionados por trabajos como el informe del Banco Mundial de 2001 (De Ferranti *et al.*, 2001) o el trabajo reciente de Cieplan (Meller *et al.*, 2013), en los cuales se destacan más bien las enormes posibilidades que se derivan de la disponibilidad de esos recursos. De todas maneras, aunque no hay acuerdo pleno sobre las implicaciones de largo plazo de las bonanzas de recursos naturales en las economías, sí hay cierto acuerdo sobre el hecho de que un flujo de ingresos extraordinarios en un país, si no se adoptan las medidas necesarias, ocasiona una revaluación del tipo de cambio que afecta la producción de bienes transables, dentro de los cuales se encuentran los fabricados por la industria (Banco Mundial, 2010).<sup>1</sup>

De otra parte, vale la pena anotar que, en una perspectiva similar a la de Corden y Neary (1982), los ingresos derivados de los flujos de capitales financieros también pueden tener un

---

<sup>1</sup> En realidad la discusión no gira en torno a si la enfermedad holandesa existe, sino a si se debe considerar una enfermedad.

efecto de revaluación que afecte de modo negativo la producción de manufacturas en el largo plazo. En este sentido, Lartey (2008) utiliza un modelo de ciclos de negocios para analizar el efecto de los flujos de capital en la asignación de los recursos y los movimientos del tipo de cambio real en economías emergentes, y encuentra que un aumento en los flujos de capitales causa un incremento en la demanda de no transables, que determina una apreciación del tipo de cambio y una pérdida de competitividad internacional. Así también, Athukorala y Rajapatirana (2003) encuentran que los flujos de capital diferentes de la inversión extranjera directa están relacionados con una apreciación del tipo de cambio. Sin embargo, la literatura reconoce cierta ambigüedad sobre este resultado, porque los flujos de capital también permiten financiar la inversión y los déficits en la cuenta corriente, favoreciendo la producción manufacturera. En este sentido, Kamar *et al.* (2010) encuentran que los flujos de inversión extranjera directa tienen un efecto neutro, que en algunos casos incluso puede ser positivo para la competitividad.

El enfoque que se plantea en este trabajo se separa de la discusión tradicional de la enfermedad holandesa por al menos tres motivos. En primer lugar, no se restringe a los problemas que puedan generarse por los ingresos provenientes de recursos naturales sino que se extiende a los ingresos asociados con los flujos de capital. En segundo lugar, incluye no solamente las bonanzas de precios sino también las de cantidades.<sup>2</sup> En tercer lugar, la preocupación que se plantea no surge de la bondad o maldad de la fuente de los recursos, sino de su dimensión temporal; esto es, de la característica de constituir bonanzas importantes de ingresos durante unos pocos años, que desaparecen en el periodo siguiente, pero que pueden tener efectos más permanentes sobre el resto de la economía.

De acuerdo con lo anterior, la estructura del trabajo es la siguiente: en la primera parte se definen e identifican las bonanzas temporales de recursos naturales y de capitales en una

---

<sup>2</sup> La literatura de la maldición de recursos naturales, en general, también se refiere a precios y cantidades.

perspectiva global y se realiza una comparación entre los diferentes tipos de bonanzas; en la segunda se estima el efecto de los diferentes tipos de bonanzas temporales en la producción manufacturera, y en la última se plantean algunas conclusiones y preguntas para investigación futura.

## **2. LAS BONANZAS TEMPORALES DE RECURSOS EN UNA PERSPECTIVA GLOBAL: IDENTIFICACIÓN Y CARACTERIZACIÓN**

### **A. Exportaciones de recursos naturales y flujos de capitales privados: tendencias y ciclos**

En los últimos 50 años, las exportaciones mundiales de recursos naturales han significado entre un 3.5% y un 7% del PIB mundial.<sup>3</sup> Como puede observarse en la gráfica 1, panel A en este lapso se han presentado dos grandes periodos de auge: el primero entre 1974 y 1985, y el segundo, a partir del 2003, ligeramente más intenso que el anterior. El presente trabajo busca concentrarse más en episodios de esta naturaleza que en el comportamiento de la serie en general.

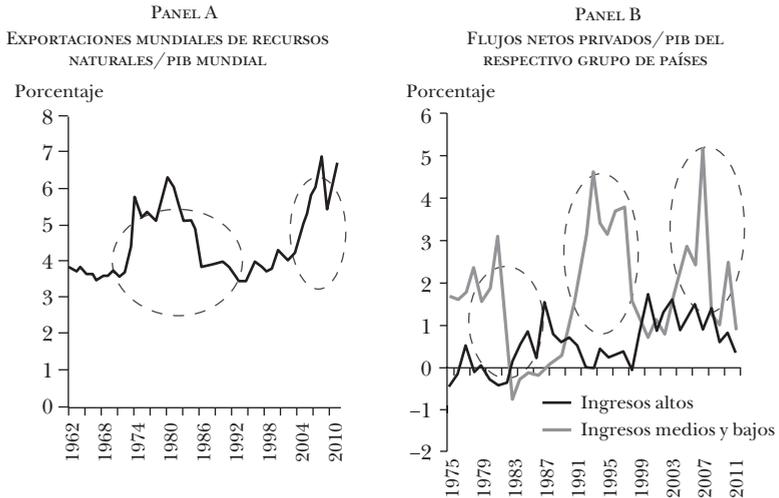
De manera similar, los flujos de capital privado han venido desempeñando un papel cada día más importante en la economía mundial. De acuerdo con las bases de datos de Bluedorn *et al.* (2013), entre 1975 y 2011 los flujos brutos de capital como porcentaje del PIB pasaron del 5% al 25% en los países desarrollados, y del 2.5% al 12% en los países en desarrollo. Sin embargo, y como se observa en la gráfica 1, panel B, la participación de los flujos netos, que son los que realmente pueden tener un efecto de revaluación en las manufacturas, es relativamente más estable para las economías de ingresos altos que para los países de ingresos medios y bajos. En estos últimos, también se pueden identificar tres episodios de auge que, como en el caso de los recursos naturales, son el principal objeto de estudio de este trabajo.

---

<sup>3</sup> WDI Banco Mundial.

## Gráfica 1

### EXPORTACIONES DE RECURSOS NATURALES Y FLUJOS DE CAPITALS PRIVADOS



Nota: los flujos netos mundiales no se presentan porque en el agregado de los flujos totales se netean.

Fuentes: Banco Mundial y cálculos propios.

Tanto en el caso de los recursos naturales, como en el de los flujos de capitales, estos episodios tienden a ejercer un mayor efecto en los países de ingresos medios y bajos. En el cuadro 1 se observa que, aunque los países de ingresos medios y bajos no reciben la mayoría de ingresos derivados de la exportación de materias primas y de los flujos netos de capital, sí han sido los más vulnerables a los vaivenes de estos mercados: la participación de estos ingresos (de exportaciones y de flujos de capital) en el PIB es mucho mayor y su volatilidad es más alta. En el caso de América del Sur, la participación en el PIB y la volatilidad de esta serie duplican los valores observados en los países de ingresos altos en todo el periodo de análisis. Con respecto a la evolución de esta vulnerabilidad, es posible afirmar que las exportaciones de recursos naturales han aumentado su participación en

Cuadro 1

## EXPORTACIONES DE RECURSOS NATURALES Y FLUJOS DE CAPITAL PRIVADO

	<i>Exportaciones de recursos naturales</i>				<i>Flujos netos de capitales privados</i>					
	<i>Participación en exportaciones mundiales (%)</i>		<i>Participación en el PIB (%)</i>		<i>Participación en flujos mundiales (%)</i>		<i>Participación del PIB (%)</i>			
	1962-2011	Promedio 1962-2011	Promedio 2002-2011	Desviación 2002-2011	1980-2011 <sup>a</sup>	Promedio 1980-2011	Promedio 2002-2011	Desviación 2002-2011		
Región	64	4	6	1.1	1.6	86	0.6	1	0.6	0.4
Ingresos altos										
Ingresos medios y bajos	36	8	11	1.8	2.7	14	1.7	2.1	1.5	1.3
Sudamérica	7	9	12	2.1	3.3	3	1.5	0.8	2.5	2.1

Fuentes: Banco Mundial y cálculos propios.

<sup>a</sup> Participación en el total de flujos brutos el periodo. No se utiliza la participación en flujos netos porque esta en principio tiende a cero.

el PIB y su volatilidad, mientras que los flujos netos de capitales han tendido a reducir su volatilidad en todos los agregados de países. Sin embargo, debe anotarse que en América del Sur la reducción en la volatilidad es muy baja si se tiene en cuenta que la magnitud de los flujos como porcentaje del PIB se ha reducido significativamente.<sup>4</sup>

La siguiente sección presenta una metodología para identificar las bonanzas de recursos en escala mundial, con un énfasis en América del Sur, y en las secciones posteriores se analizan los resultados en una perspectiva regional y sectorial.

## **B. Metodología de identificación de bonanzas**

Para identificar las bonanzas de recursos naturales, se utilizó la base de datos del Banco Mundial de los World Development Indicators (WDI, 1964-2012) para 144 países.<sup>5</sup> Se emplearon

---

<sup>4</sup> Como indican Bluedorn *et al.* (2013), la mayor volatilidad se puede explicar por el mismo tamaño de los flujos (o de las exportaciones). En efecto, al calcular el coeficiente de variación (desviación / promedio) para los recursos naturales (1962-2011) los resultados son similares entre los países de ingresos altos (0.3), los países de ingresos medios y bajos (0.2) y América del Sur (0.2). Asimismo, no se observan cambios en el coeficiente de volatilidad en el último periodo (2002-2011), salvo un pequeño incremento en América del Sur de 0.2 a 0.3. En el caso de los flujos de capital (1980-2011), el coeficiente de variación es menor para los países de ingresos medios y bajos (0.9), que para los países de ingresos altos (1), y para los dos agregados de países se reduce en el último periodo (2002-2011) a 0.4 y 0.6, respectivamente. Sin embargo, en el caso de América del Sur, el coeficiente de variación es más alto y ha tendido a incrementarse (1.7 en toda la muestra frente a 2.6 en el último periodo).

<sup>5</sup> Se excluyen de la muestra países como Hong Kong, Panamá, Singapur, Luxemburgo, Kiribati, la Franja de Gaza, Omán, Guinea Ecuatorial, la República del Congo y Bahamas, que o son centros de re-exportación de recursos naturales y, por lo tanto, su inclusión distorsionaría los resultados, o presentan estadísticas que no arrojan resultados lógicos. Adicionalmente, se excluyeron aquellos países para los cuales no existía información suficiente, utilizando como criterio el contar con más del 75% de los 25 datos (13 en los

las series de exportaciones sobre el PIB de largo plazo<sup>6</sup> para los productos agrícolas (alimentos y otras materias primas) y productos del sector minero-energético y se aplicaron los siguientes criterios<sup>7</sup> que se deben cumplir por tres años consecutivos<sup>8</sup> para definir una bonanza, los cuales se resumen en el diagrama 1:

---

extremos, que aumentan progresivamente hasta llegar a 25) que se podrían utilizar para obtener promedios móviles de las series de orden 25. Es decir, para los extremos se requiere contar con el 75% de 13 datos, mientras que en el medio de la serie el requerimiento es del 75% de 25 datos.

- <sup>6</sup> Calculado para cada año como el nivel tendencial del PIB con base en el filtro Hodrick y Prescott (1997), con un parámetro  $\lambda = 400$ . Para evitar el problema que presenta el filtro con las primeras observaciones se eliminaron los datos entre 1960 y 1963 de los cálculos. En el extremo opuesto se completó la serie con las proyecciones del FMI antes de proceder a filtrar la serie. Se utiliza un parámetro  $\lambda = 400$ . Este valor es el sugerido para datos anuales por Correia *et al.* (1992) y Cogley y Ohanian (1991). Otros autores sugieren valores diferentes dependiendo del propósito buscado (Backus y Kehoe, 1992, sugieren un valor de 100, y Ravn y Uhlig, 2002, un parámetro de 6). Sin embargo, para este ejercicio se escogió el parámetro de 400 porque es deseable que la tendencia fuese lo más lineal posible y que caídas (aumentos) sostenidas en el producto no se interpreten como bonanzas (fin de las bonanzas).
- <sup>7</sup> Adicionalmente, se realizaron ejercicios en los cuales se incluyó un tercer criterio: que en los años de bonanza el valor de las exportaciones (o flujos) fuese superior al promedio móvil de la serie de orden 25. Se encontró que tan sólo el 6% de los datos no cumplían con este criterio, y varios de estos casos se podrían acoger a las excepciones establecidas para bonanzas mayores de cuatro años (ver nota 8). Se optó por premiar la simplicidad de la metodología y aplicar tan sólo los dos criterios señalados.
- <sup>8</sup> Para permitir desviaciones temporales y moderadas, se permite que en un año intermedio se incumpla uno de los dos criterios establecidos o no se disponga de dato, siempre y cuando el dato se encuentre por encima de la mediana y la bonanza dure como mínimo cuatro años. Asimismo, se incluyeron las bonanzas de dos años que tuviesen un tamaño considerable (superior a la mediana de todas las bonanzas del sector).

- 1) El valor de las exportaciones de recursos naturales de determinado grupo debe ser superior a cuatro puntos del PIB de largo plazo (ver Sachs y Warner, 1999). Este criterio permite que las bonanzas seleccionadas sean relevantes para la economía del país en cuestión.
- 2) El valor de las exportaciones sobre PIB de determinado grupo debe estar por lo menos una desviación mediana por encima de la mediana de la serie,<sup>9</sup> en un promedio móvil de 25 años. Este criterio excluye a los países que son estructuralmente productores de recursos naturales, pero que no han enfrentado cambios significativos en los recursos que reciben por este concepto. La utilización del promedio móvil impide que se capten como bonanzas cambios estructurales en la serie, como la llamada revolución verde en Bolivia.

Este ejercicio se aplicó también a la serie de flujos netos de capitales privados, que comprenden la inversión extranjera directa y otros flujos de corto plazo.<sup>10</sup> La base de datos utilizada fue la de Bluedorn, Duttagupta, Guajardo y Topalova (2013), para el periodo 1980 – 2011.<sup>11</sup>

La lista de bonanzas temporales (de recursos naturales y de capital) encontradas se presenta en el anexo 1.

Esta metodología puede compararse con otros ejercicios de la literatura para identificar bonanzas de recursos naturales:

---

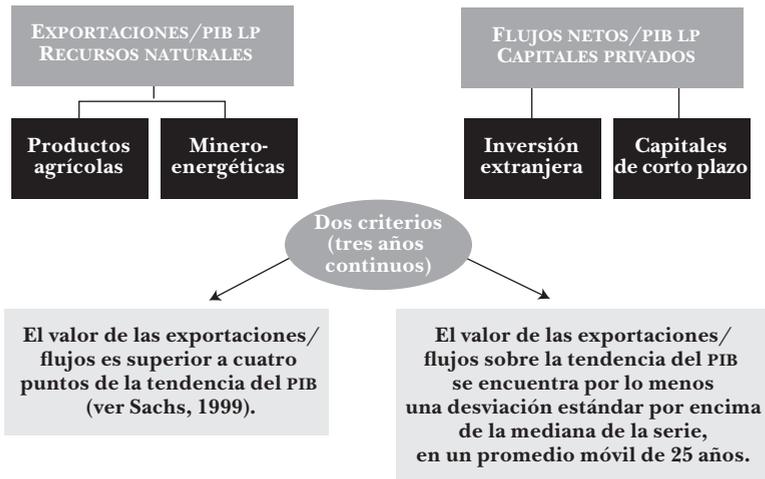
<sup>9</sup> Se utiliza la mediana y no el promedio, para eliminar el sesgo que crean las observaciones extremas y el efecto que tienen las bonanzas sobre los promedios del periodo muestral.

<sup>10</sup> Cartera en forma de bonos y acciones –menor al 10% del valor de la empresa–; derivados financieros y otras inversiones privadas, que incluyen transacciones financieras como préstamos, depósitos, capital bancario y créditos de comercio exterior, dirigidos al sector privado.

<sup>11</sup> Algunos países tienen información desde 1970.

## Diagrama 1

### METODOLOGÍA PARA LA IDENTIFICACIÓN DE BONANZAS TEMPORALES



Nota: se permite el incumplimiento de un criterio en un año, si la bonanza dura por lo menos cuatro años. Se incluyen los países que tengan por lo menos 75% del número potencial de datos para obtener un promedio móvil de 25 años. Se excluyen 10 países de la muestra del Banco Mundial.

Sachs y Warner (1999) establecen como criterio de selección que las exportaciones de determinado producto sean superiores al 4% del PIB; Céspedes y Velasco (2011) aplican un criterio basado en un índice de precios externos<sup>12</sup> y Adler y Magud (2013) uno basado en los términos de intercambio.<sup>13</sup>

<sup>12</sup> Velasco y Céspedes definen un episodio de bonanza como aquel durante el cual el índice de precios del producto natural, estandarizado y deflactado, se encuentra por lo menos 25% por encima de su tendencia (promedio móvil con ventana de 50 años). El índice de precios se construyó para 33 países y utiliza como ponderaciones la participación en las exportaciones o, alternativamente, la participación en la producción.

<sup>13</sup> Adler y Magud (2013) definen un episodio de bonanza como aquel en el cual los precios de los productos básicos se incrementan, por lo menos, un 3% anual y, por lo menos 15% desde el comienzo del auge hasta su pico. En total se identifican 270 episodios. La

La comparación entre los resultados obtenidos para América del Sur se presenta en el anexo 2. En general se puede afirmar que los tres métodos tienden a encontrar bonanzas alrededor de los picos de precios de lo que Erten y Ocampo (2013) llaman super-ciclos de los productos básicos. Sin embargo, una ventaja del procedimiento utilizado en este trabajo, frente a los otros trabajos recientes, es que no sólo identifica bonanzas que resultan de alzas en los precios, sino también bonanzas de cantidades. Si bien las bonanzas de cantidades generan un mayor valor agregado, este valor agregado es muy limitado en el caso de los recursos naturales. Más importante es el hecho de que se trata de bonanzas igualmente temporales, cuyos efectos negativos en otros sectores pueden ser duraderos. Dejar de considerar las bonanzas de cantidades del análisis puede llevar a grandes omisiones.

En el caso de América del Sur, las bonanzas recientes de productos agrícolas de Argentina, Paraguay y Uruguay, y las de combustibles de Bolivia y Colombia, han tenido un componente mayor de cantidades que de precios (ver cuadro 2). Asimismo, las metodologías que se limitan a incluir indicadores de precios pueden terminar identificando bonanzas en épocas de crisis. A manera de ejemplo, puede citarse la bonanza cafetera de Colombia de finales de los años setenta. El procedimiento aquí descrito encuentra una bonanza entre 1977 y 1980, mientras que el procedimiento de Adler y Magud (2011) identifica esta bonanza entre 1981 y 1985, en plena crisis cafetera; y el de Céspedes y Velasco (2011) la identifica entre 1974 y 1985, todo un ciclo completo cafetero. Asimismo, según el criterio de precios podría afirmarse que Venezuela continúa en bonanza petrolera, como lo encuentran Adler y Magud (2013), mientras que nuestros cálculos encuentran que la bonanza se terminó en el 2008. De todas maneras, y para aumentar la robustez de los resultados, se realizaron ejercicios alternativos que cambian algunos de los criterios discrecionales de la metodología, como el tamaño

---

bonanza se termina cuando se ha revertido un 33% del incremento.

## Cuadro 2

## BONANZAS DE PRECIOS Y CANTIDADES EN AMÉRICA LATINA

Cambio en el índice (2011-2002)

<i>País</i>	<i>Grupo</i>	<i>Producto</i>	<i>Valor</i>	<i>Precio</i>	<i>Cantidad</i>	<i>Tipo de bonanza</i>
Argentina	Alimentos	Soya, maíz y trigo	2.9	0.8	1.2	Cantidades
Paraguay	Alimentos	Soya	5.2	0.8	2.6	Cantidades
Uruguay	Alimentos	Carne y cereales	3.1	0.1	2.6	Cantidades
Chile	Minerales	Cobre	4.6	2.6	0.5	Precio
Perú	Minerales	Cobre y metales preciosos	6.8	2.7	0.1	Precio
Bolivia	Combustibles	Gas natural y zinc	14.9	1.3	5.8	Cantidades
Colombia	Combustibles	Petróleo y carbón	7.6	1.6	2.3	Cantidades
Ecuador	Combustibles	Petróleo	5.4	1.5	1.6	Ambos
Venezuela	Combustibles	Petróleo	2.1	1.1	0.5	Precio

Fuentes: Banco Mundial, Comtrade y cálculos propios.

mínimo que deben tener las exportaciones de recursos naturales como porcentaje del PIB.

### **C. Particularidades de las bonanzas temporales en un entorno mundial**

Los resultados de la aplicación de esta metodología en escala mundial se presentan en el cuadro 3. En el caso de los recursos naturales, entre los 144 países que se incluyeron en la muestra, 141 experimentaron bonanzas, es decir, 67% de los países alguna vez desde 1964 han registrado una bonanza de recursos naturales. En América Latina, 11 de los 12 países analizados han disfrutado de, por lo menos, un episodio de bonanza. De otra parte, el total de bonanzas de recursos naturales encontradas con el procedimiento aplicado es de 231, lo que significa que en promedio, cada país ha tenido 1.6 bonanzas en los últimos 50 años. América del Sur es la región que tiene la mayor proporción de bonanzas por país (2.9). Esto contrasta con China, la India y Corea del Sur, países que no han experimentado bonanzas de recursos naturales en los últimos 45 años.

En el caso de las bonanzas de flujos de capital, la región que presenta un mayor indicador de bonanzas es Centroamérica (1.6), seguida del este de Asia y el Pacífico (1.5). En principio podría pensarse que el número de bonanzas de capitales es inferior al de recursos naturales. Sin embargo, es importante tener en cuenta que el periodo de análisis de los flujos de capital es significativamente inferior.

Los resultados del número de años en bonanza por región en el periodo reciente, en comparación con los años anteriores, se presentan en la cuadro 4. El resultado más interesante es que el número de años en bonanzas de recursos naturales del último decenio ha sido superior al de los 38 años anteriores, en el caso de los flujos de capital, ligeramente superior al

---

<sup>14</sup> Por lo menos uno de los datos en algún sector cuenta con la información suficiente para calcular la mediana en una ventana móvil de 25.

## Cuadro 3

## INCIDENCIA DE LAS BONANZAS TEMPORALES POR REGIÓN

	Bonanzas de productos agrícolas o minero-energéticos (1965-2012)		Bonanzas de inversión extranjera o de capitales de corto plazo (1980-2011)	
	Número de países incluido en la muestra	Incidencia de países con bonanza (%) <sup>1</sup>	Número de países incluido en la muestra	Incidencia de países con bonanza <sup>1</sup>
Sudamérica	12	92	12	92
Centroamérica y el Caribe	14	79	16	88
África Subsahariana	34	68	32	63
Sur de Asia	6	33	6	50
Este de Asia y el Pacífico	11	73	12	92
Europa y Asia central	17	71	17	76
Medio Oriente y Norte de África	8	63	9	67
Países de ingresos altos	42	71	38	82
<b>Total</b>	<b>144</b>	<b>71</b>	<b>142</b>	<b>77</b>

Fuente: Banco mundial y cálculos propios.

Nota. El número de bonanzas de África Subsahariana y Asia y Europa central puede estar subestimado porque en la mayoría de los casos no hay información anterior al 2000. Lo mismo sucede con las bonanzas de capitales privados.

<sup>1</sup> Incidencia: países con bonanza o bonanzas / número de países incluidos en la muestra.

Cuadro 4

**PERPECTIVA TEMPORAL DE LAS BONANZAS**

	<b>Sector agrícola + minero energético</b>				<b>Inversión extranjera + flujos de corto plazo</b>			
	<i>Número de años en bonanzas</i>		<i>Años en bonanzas / datos disponibles</i>		<i>Número de años en bonanzas</i>		<i>Años en bonanzas / datos disponibles</i>	
	1964-2001	2002-2011	1964-2001	2002-2011	1982-2001	2002-2011	1982-2001	2002-2011
Sudamérica	68	64	10	27	43	8	10	4
Centroamérica	22	24	4	9	35	32	7	11
África Subsahariana	48	64	8	15	34	43	3	9
Sur de Asia	-	-	-	-	7	11	3	10
Este de Asia y el Pacífico	30	16	8	12	48	17	13	8
Europa y Asia central	0	66	0	23	0	59	0	19
Medio Oriente y Norte de África	62	26	19	19	8	21	4	15
<b>Países de ingresos altos</b>	<b>120</b>	<b>134</b>	<b>5</b>	<b>17</b>	<b>67</b>	<b>73</b>	<b>5</b>	<b>10</b>
<b>Total</b>	<b>350</b>	<b>394</b>	<b>7</b>	<b>17</b>	<b>242</b>	<b>264</b>	<b>6</b>	<b>11</b>

Fuentes: Banco mundial y cálculos propios.

de las dos décadas anteriores. Sería posible argumentar que lo anterior se debe al número de datos disponibles. Sin embargo, al dividir el número de años en bonanza por la información disponible, se encuentra que la probabilidad de que un país esté en bonanza de recursos naturales en un año determinado en el último decenio es del 17% frente al 7% en decenios anteriores, y del 11% frente al 6% en los años anteriores. La región de Medio Oriente fue la gran protagonista de las bonanzas de recursos naturales hasta el 2001, pero desde entonces América del Sur es la región donde es más probable que un país tenga bonanza en un año determinado. En el caso de los flujos de capital, la región con mayor número de bonanzas relativo a la información disponible entre 1982 y 2001 era el este de Asia y el Pacífico, y en la década reciente, Europa y Asia central tomaron el liderazgo en este indicador.

Con respecto al tamaño (definido como las exportaciones sobre PIB de largo plazo menos la mediana de la serie, en un año promedio de la bonanza), las bonanzas más profundas de productos agrícolas se presentan en Centroamérica y el Caribe y en el África Subsahariana. A manera de ejemplo, la bonanza cafetera de 1976, que duró cerca de cinco años, generó 13 puntos adicionales del PIB a El Salvador, 7.5 a Nicaragua y 5 a Costa Rica. En Colombia esa bonanza generó cuatro puntos del PIB durante cuatro años. En el sector minero, la bonanza reciente del cobre generó grandes ingresos adicionales para algunos países de América Latina y en el África Subsahariana. En Zambia este mineral produjo 15 puntos adicionales durante cuatro años; en Chile, diez puntos adicionales durante tres años, y en Perú seis puntos adicionales durante ocho años. En combustibles, como es natural, las bonanzas de los países petroleros han alcanzado la mayor intensidad. En Brunei, por ejemplo, las exportaciones petroleras alcanzaron el 169% del PIB de largo plazo en 1980 y el tamaño de la bonanza, tal como la medimos nosotros, fue de 100% del PIB. En América Latina, el país que ha enfrentado choques petroleros más grandes, teniendo en cuenta el tamaño de su economía, es Trinidad y Tobago. Con respecto a los flujos de capital de corto plazo, los

choques más grandes los han recibido los países de ingresos altos como Islandia (que recibió ingresos adicionales por 46 puntos del PIB de largo plazo durante cinco años) e Irlanda (que recibió ingresos adicionales por 24 puntos del PIB de largo plazo durante tres años). En inversión extranjera, además de los paraísos fiscales, sobresale el caso de Bolivia, que recibió 7.5 puntos adicionales del PIB de largo plazo, durante ocho años.

Sin embargo, aún más interesantes que los ejemplos de países que han enfrentado bonanzas, son los ejemplos de países que nunca las han tenido. Países que se utilizan tradicionalmente como ejemplos de desarrollo, como Japón, la India, China y Corea, no presentaron ninguna bonanza de recursos naturales en los últimos 45 años. En el otro extremo se encuentran países como Malasia, que en los últimos 50 años ha tenido ocho bonanzas de recursos naturales y Bélgica y Bolivia que en el mismo periodo enfrentaron cinco bonanzas. Asimismo, países como Alemania nunca han tenido una bonanza de recursos naturales, mientras que Jordania y Malasia han enfrentado cuatro y Chile y Argentina, tres.

#### **D. Las bonanzas de recursos naturales en América del Sur**

Como se indicó anteriormente, la metodología utilizada en este trabajo arroja resultados muy intuitivos para América del Sur (cuadro 5) e identifica adecuadamente las bonanzas de minerales de Chile y Perú; las bonanzas petroleras de Ecuador, Colombia y Venezuela; las cafeteras de los años sesenta y los setenta de Colombia, y las bonanzas de cereales de Argentina, Uruguay y Paraguay. En las de flujos de capitales, las únicas bonanzas recientes que se identifican son las de inversión extranjera hacia Uruguay y Costa Rica.

El país que más bonanzas ha tenido, si se tienen en cuenta los recursos naturales y los flujos de capital, es Chile. Lo anterior sugiere de manera *a priori* que las bonanzas adecuadamente manejadas pueden generar buenos resultados macroeconómicos. En el otro extremo de los resultados se encuentra Brasil, que sobresale por el poco número de bonanzas que se

Cuadro 5

## CARACTERÍSTICAS DE LAS BONANZAS EN AMÉRICA LATINA

	Productos agrícolas			Sector minero-energético			Flujos de capital de corto plazo			Flujos de inmersión		
	Inicio	Tamaño	Duración	Inicio	Tamaño	Duración	Inicio	Tamaño	Duración	Inicio	Tamaño	Duración
Argentina	1977	7	2.7				1993	2	10.7	1999	2	5.6
	2007	6	2.5				1997	2	6.1			
Bolivia	1994	5	1.6	1974	10	4.4				1998	8	7.5
				2005	8	11.1						
Brasil	1964	2	2.1				1994	3	7.0			
Chile	1994	5	1.8	1979	3	4.9	1992	3	5.9	1996	4	2.9
				1988	2	3.0	1996	2	4.5			
				2006	3	10.2						
Colombia	1964	2	2.5	2008	5	4.5	1981	2	3.8			
	1977	4	4.1				1994	3	5.2			

Ecuador	1964	2	5.1	1980	6	4.4	1990	3	7.7
	1994	5	4.7	2008	4	6.9			
	2011	2	1.8	2011	2	4.9			
Paraguay	1989	2	7.1	2010	3	9.6	1981	2	5.1
	2001	3	4.1						
	2007	2	9.2						
Perú	1964	3	2.6	1979	7	5.3	1994	4	5.1
	1994	4	1.3	2005	8	5.8			
	2008	5	1.0						
Uruguay	1980	4	3.4				2006	5	3.2
	1996	3	1.5						
	2008	5	3.1						
Venezuela				1979	4	11.9	1997	2	5.3
				2005	4	8.9			

identifican; esto se explica por su alta diversificación y la baja apertura económica, lo cual hace que los choques de recursos naturales en Brasil no sean tan significativos para su economía como en otros países de la región.

Al comparar las bonanzas en términos de tamaño se encuentra que Bolivia presenta las bonanzas más grandes de todo el grupo de países. En particular, con la bonanza minero-energética reciente, desde el 2005 lleva recibiendo 11 puntos adicionales del PIB. En Venezuela, aunque el peso de las exportaciones de petróleo constituye cerca de una cuarta parte del PIB, esta proporción es relativamente estable (la mediana es del 22%) y por lo tanto el tamaño de la bonanza ocupa apenas un cuarto lugar en América del Sur.

### **E. Comparación de las bonanzas por sectores**

Los resultados de aplicar la metodología pueden analizarse por sector de especialización: productos agrícolas, sector minero-energético, flujos de capitales de corto plazo y flujos de inversión. Dentro de los recursos naturales, la intuición indica que esta diferenciación puede ser crítica a la hora de analizar los efectos de las bonanzas sobre la industria. De acuerdo con el Banco Mundial (2010), los efectos diferenciales de las bonanzas pueden explicarse porque las características que distinguen los bienes primarios del resto de bienes son más acentuadas para el caso de los minerales y los combustibles, que para los productos agrícolas. Algunas de estas características señaladas en este informe son las siguientes: *i)* la alta volatilidad en sus precios; *ii)* los altos requerimientos de inversión inicial que desincentivan la inversión privada y hacen que buena parte de las empresas sean de propiedad estatal<sup>15</sup> y, en el caso de la minería, de capital

---

<sup>15</sup> Céspedes y Velasco (2012) proveen el marco teórico para analizar cómo los choques de recursos naturales afectan la economía y anotan que los resultados son sensibles a quién sea el dueño de los recursos: los trabajadores (en el caso de algunos productos agrícolas) o el gobierno (en el caso de los combustibles, principalmente).

extranjero; *iii*) su carácter no renovable y *iv*) su producción a menudo se efectúa en enclaves geográficos. Dentro de los flujos de capitales, la inversión extranjera directa tiende a ser más estable y a involucrar más activamente la compra de bienes nacionales, lo que puede crear efectos diferenciales a la hora de analizar el efecto sobre el valor agregado de las manufacturas.

Algunas de estas diferencias se hacen evidentes al realizar una caracterización sencilla de las bonanzas. Como puede observarse en el cuadro 6, en general, el sector minero-energético se ha caracterizado por presentar bonanzas más largas y profundas, mientras que el sector de productos agrícolas ha presentado bonanzas de tamaño más reducido (en términos del indicador de exportaciones menos la mediana de la serie exportaciones/PIB) y su duración ha sido más moderada. Lo anterior puede explicarse, en parte, por el conocido teorema de la telaraña<sup>16</sup> (Kaldor, 1934). De otra parte, las bonanzas de minerales en América del Sur han sido también largas y profundas.

La gráfica 2 presenta el número de bonanzas de cada tipo de bien en los últimos 50 años. De acuerdo con esta gráfica, en la actualidad se presenta una especie de *bonanza de bonanzas*, en la cual el sector minero-energético y los capitales de corto plazo han desempeñado un papel fundamental. Al analizar estos resultados en términos de tamaño de las bonanzas sobre PIB mundial (gráfica 3), los ciclos observados se exacerban y se hace evidente que las bonanzas minero-energéticas y de flujos de capital de corto plazo son las más profundas. Adicionalmente, los flujos de capital con frecuencia son recibidos por economías de mayor tamaño, y por un número mayor de economías, y por lo tanto se hacen más importantes cuando se los mira en términos de tamaño, en comparación con lo que aparece en términos del número de bonanzas.

---

<sup>16</sup> En un mundo de competencia perfecta y oferta elástica (como la de los productos agrícolas), las cantidades se autorregulan de acuerdo con las señales de precios del periodo anterior, y la senda seguida por el precio y la cantidad adopta la forma de una telaraña.

Cuadro 6

**DIFERENCIAS SECTORIALES ENTRE LAS BONANZAS  
POR TIPO DE RECURSOS**

	<i>Total</i>			<i>Sudamérica</i>		
	<i>Número de bonanzas</i>	<i>Duración de la bonanza (años)</i>	<i>Tamaño de la bonanza (porcentaje del PIB)</i>	<i>Número de bonanzas</i>	<i>Duración de la bonanza (años)</i>	<i>Tamaño de la bonanza (porcentaje del PIB)</i>
Alimentos y materiales	133	3.5	4.1	20	3.8	3.2
Minerales y combustibles	101	4.0	8.5	15	4.7	7.2
Flujos de capital de corto plazo	80	2.7	8.8	9	2.4	6.3
Flujos de inversión	88	3.4	6.9	8	3.9	6.4
Promedio ponderado	402	3.5	6.7	52	3.7	5.3

Fuentes: Banco Mundial y cálculos propios.

Asimismo, en la gráfica 3 se observa cómo en América del Sur también hay una verdadera *bonanza de bonanzas* de recursos naturales en la época actual, con un protagonismo importante de los minerales y los combustibles.<sup>17</sup> De nuevo, los resultados en términos de tamaño exacerban los ciclos, y muestran el tamaño del flujo de capitales que vivió la región a mediados de los años noventa.

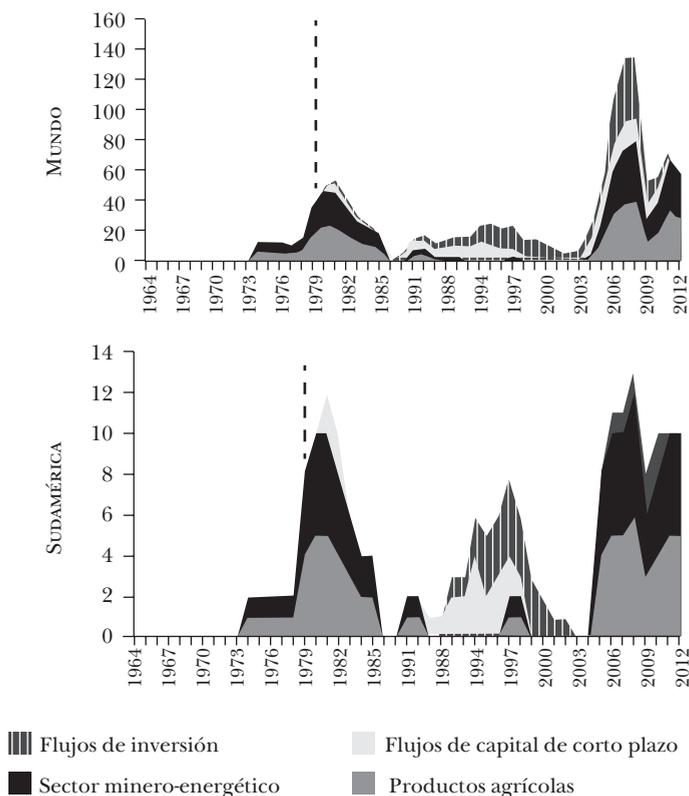
En conclusión, puede afirmarse que:

- Las bonanzas de recursos naturales son muy relevantes para el caso de América del Sur, especialmente en la época reciente.

<sup>17</sup> Estos resultados no se ven significativamente afectados cuando se dividen por el número de países incluidos en la muestra, debido a que América del Sur dispone de series de datos suficientemente largas y el número de países incluidos en la muestra no cambia significativamente en el tiempo.

Gráfica 2

NÚMERO DE BONANZAS, 1964-2012  
Y FLUJOS DE CAPITALES PRIVADOS

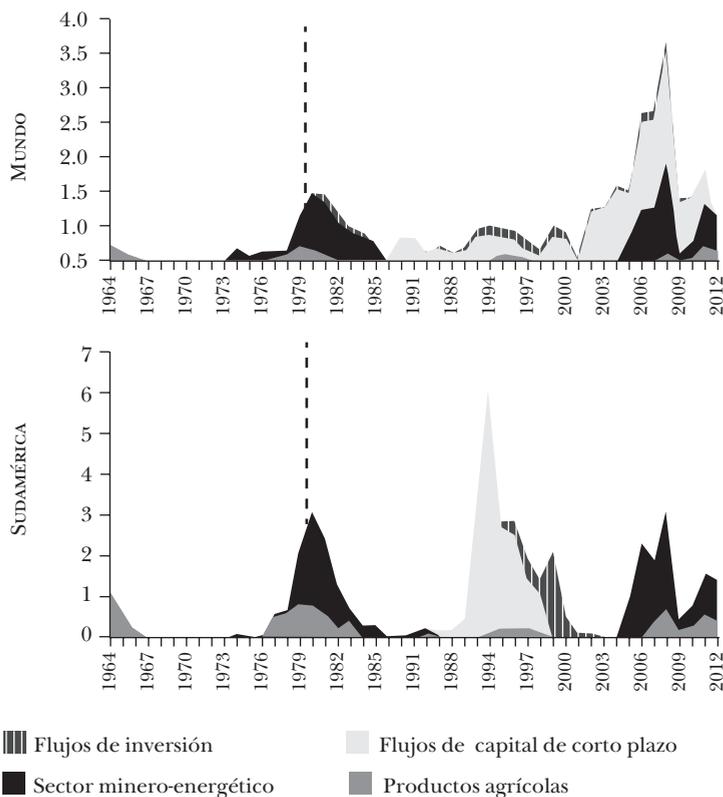


Fuentes: Banco Mundial y cálculos propios.  
Línea punteada: inicio de los datos de flujos de capitales.

- Las bonanzas de capitales, aunque han sido relativamente menos frecuentes en la región, fueron muy importantes a mediados de los años noventa. En general, estas bonanzas han desempeñado un papel procíclico con respecto a las bonanzas de recursos naturales.

### Gráfica 3

#### TAMAÑO DE LAS BONANZAS (porcentaje del PIB del grupo)



Fuentes: Banco Mundial y cálculos propios.

Línea punteada: inicio de los datos de flujos de capitales.

- Existen razones para pensar que el tipo del bien en que se especializa una economía explica diferencias en las características de las bonanzas y en su efecto esperado sobre la economía.
- En general, las bonanzas del sector minero-energético (en contraste con las de productos agrícolas) han tendido a ser largas y profundas. Las de capitales son también profundas pero cortas.

## II. EFECTOS DE LAS BONANZAS SOBRE EL VALOR AGREGADO DE LAS MANUFACTURAS

Para analizar el efecto de las bonanzas sobre la producción manufacturera, se estimó una ecuación que tiene como variable dependiente el valor agregado de las manufacturas sobre el PIB de largo plazo<sup>18</sup> y como variables independientes el tamaño de las bonanzas y los respectivos periodos de posbonanza multiplicados por el tamaño de las respectivas bonanzas, y un indicador del grado de desarrollo de los países (ver recuadro).

En el cuadro 7 se presentan las estimaciones para un conjunto de 20 países en el periodo comprendido entre 1980 y 2011. Uno de los resultados más interesantes es el diferente efecto entre los tipos de bonanzas: el efecto contemporáneo de las bonanzas minero-energéticas es negativo, mientras que el efecto de las bonanzas de productos agrícolas tiende a ser positivo y el de los flujos de capital no es significativo. Lo anterior puede explicarse por las características que se señalaron en la sección anterior. El efecto de *enfermedad holandesa* tiende a ser mayor para el sector minero-energético por la inelasticidad de la oferta, la mayor discrecionalidad que tiende a tener el gobierno sobre los ingresos asociados a las bonanzas y los pocos eslabonamientos que tiene el sector en la industria. En el caso de los flujos de capital, los efectos negativos que pudiera tener una eventual revaluación se ven compensados por un efecto de financiamiento positivo sobre la industria.

Pero el efecto más llamativo que se obtiene en el ejercicio es el que se relaciona con los periodos de posbonanza. En los tres años posteriores al fin de la bonanza (dos años para el caso de las bonanzas de flujos de capital) se mantiene un efecto negativo y significativo sobre las manufacturas, lo que hace evidente la dificultad que tiene la industria para reponerse

---

<sup>18</sup> Este coeficiente se calcula en moneda local constante, lo que impide que los movimientos del tipo de cambio terminen afectando el valor de la variable. Se excluyeron del análisis Nigeria y la República Democrática del Congo, que presentaban valores no intuitivos en la serie de datos del WDI.

## EFECTO DE LAS BONANZAS EN LA PARTICIPACIÓN DE LAS MANUFACTURAS EN EL PIB: DETALLES DE LA ESTIMACIÓN

Con las estimaciones econométricas se busca examinar los efectos de las bonanzas en el comportamiento de la manufactura utilizando la información de todos los países y aprovechando la estructura panel de los datos. Después de realizar las pruebas estadísticas, se utilizó el estimador de Driscoll y Kray (1998) de efectos fijos con errores estándares robustos a heterocedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial propias de este tipo de datos (Hoechle, 2007). De acuerdo con lo sugerido por este último, es deseable tener paneles relativamente largos para que el estimador sea más robusto, dadas las propiedades asintóticas del mismo. Por esta razón se restringió la base de datos a aquellos países que por lo menos contaran con 30 datos disponibles para ejecutar las respectivas regresiones. De manera general, la ecuación estimada es la siguiente:

$$y_{i,t} = cte + tamalimat_{i,t} + tammincom_{i,t} + tamfdk_{i,t} \\ + tamfdi_{i,t} + postalimat_{i,t} + postmincom_{i,t} \\ + postfdkcp_{i,t} + postfdi_{i,t} + controles_{i,t} + e_{i,t}$$

donde  $y_{i,t}$  es el valor agregado de las manufacturas como porcentaje del PIB.  $cte$  es la constante; las variables  $tamalimat_{i,t}$ ,  $tammincom_{i,t}$ ,  $tamfdkcp_{i,t}$ , y  $tamfdi_{i,t}$  son variables que toman el valor de 0 si el país  $i$  no está en bonanza en el año  $t$  o el valor de la bonanza en ese año (medido como el valor de la serie menos la mediana / PIB de largo plazo, en el sector de productos agrícolas, minería-combustibles, flujos de capital de corto plazo y flujos de inversión) si el país  $i$  atraviesa por una bonanza. Las variables con prefijo *post* son los respectivos periodos de posbonanza, que toman el valor de 0 si el país  $i$  no está en periodo de posbonanza en el año  $t$  o el valor promedio de la bonanza. Los periodos de posbonanza se calculan como los tres

años subsiguientes a la bonanza para todos los sectores, con excepción de los flujos de capital de corto plazo donde los resultados de dos años después de la bonanza resultaron más significativos. Las variables  $controles_{i,t}$  incluyen el PIB per cápita en términos constantes, esa misma variable al cuadrado (para incorporar el efecto sobre la industria del grado de desarrollo, que se presume decreciente) y el valor de las exportaciones y de los flujos de capital, para verificar si son las bonanzas o los flujos regulares de recursos los que producen un efecto sobre el valor agregado de las manufacturas.  $e_{i,t}$  es el componente de error aleatorio.

Se presentan dos conjuntos de regresiones. El primer conjunto de regresiones se realiza entre 1980-2011 e incluye las variables de todas las bonanzas de capitales. En el segundo conjunto es para el periodo 1965-2012 y se utilizan únicamente las variables de recursos naturales (las de flujos de capital no están disponibles para todo el periodo). En estas regresiones se añade la tasa de la Reserva Federal para considerar los flujos de capital, y a su vez, para esta variable se considera el crecimiento de Estados Unidos, a fin de evitar que la ecuación incorpore el efecto del crecimiento del PIB de este país mediante el efecto anticíclico de la política monetaria.

Cuadro 7

**ESTIMACIÓN DEL VALOR AGREGADO DE LAS MANUFACTURAS / PIB  
DE LARGO PLAZO, 1980-2011**

	<i>Toda la muestra</i>		<i>Países de ingresos medio y bajos<sup>1</sup></i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Tamaño de las bonanzas	0.23 <sup>a</sup> (1.83)		0.30 (1.66)	0.22 <sup>b</sup> (2.44)
Minerales + combustibles	-0.39 <sup>c</sup> (-3.57)	-0.46 <sup>c</sup> (-4.19)	-0.41 <sup>c</sup> (-3.80)	-0.50 <sup>c</sup> (-4.75)
Flujos de capital de corto plazo	0.01 (0.17)		-0.02 (-0.18)	
Flujos de inversión	0.03 (0.43)		0.44 <sup>b</sup> 2.49	0.42 <sup>c</sup> (3.00)
Posbonanzas	-0.17 (-1.61)	-0.25 <sup>b</sup> (-2.22)	-0.01 (-0.07)	
Minerales + combustibles	-0.39 <sup>c</sup> (-3.80)	-0.42 <sup>c</sup> (-3.86)	-0.34 <sup>c</sup> (-3.72)	-0.36 <sup>c</sup> (-4.82)
Flujos de capital de corto plazo	-0.09 (-1.74)		-0.22 <sup>b</sup> (-2.43)	-0.22 <sup>b</sup> (-2.83)
Flujos de inversión	-0.14 <sup>b</sup> (-2.17)	-0.12 <sup>b</sup> (-2.40)	-0.07 (-0.49)	

Controles	PIB per cápita	-0.70 <sup>c</sup>	(-4.01)	-0.61 <sup>c</sup>	(-5.39)	4.44 <sup>c</sup>	(4.22)	4.78 <sup>c</sup>	(4.58)
	PIB per cápita <sup>2</sup>	0.01 <sup>c</sup>	(5.23)	0.01 <sup>c</sup>	(6.03)	--0.30 <sup>c</sup>	(-3.16)	-0.33 <sup>c</sup>	(-3.52)
	Exportaciones de RN/PIB LP	-0.06	(-1.00)			-0.07	(-0.83)		
	Flujos de capitales/PIB LP	-0.04	(-1.53)			-0.07 <sup>a</sup>	(1.87)	-0.08 <sup>b</sup>	(-2.76)
	Tendencia	0.01	(0.50)						
	Constante	-6.43	(-0.12)	20.72 <sup>c</sup>	(19.97)	-0.08 <sup>b</sup>	(-2.64)	-0.09 <sup>b</sup>	(-2.76)
Indicadores	Observaciones	606		606		242		242	
	Grupos	20.00		20.00		8.00		8.00	
	R dentro	0.23		0.22		0.38		0.38	
	F	111.94		23.67		102.84		29.24	

Fuentes: Banco Mundial y cálculos propios.

Nota: Driscoll y Klay, efectos fijos (1980-2011).

<sup>1</sup> Se excluyen países de ingresos altos y de Medio Oriente y Norte de África.

<sup>a</sup>  $p < 0.1$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$ .

## COMPORTAMIENTO DE LA TASA DE CAMBIO REAL DURANTE EL CICLO DE BONANZAS

<i>Promedios</i>	<i>Cambio en el crecimiento de la tasa de cambio real durante la bonanza</i>	<i>Cambio en el crecimiento de la tasa de cambio real durante la posbonanza</i>	<i>Cambio en el crecimiento de la tasa de cambio real entre la prebonanza y la posbonanza</i>
Productos agrícolas	6.0 <sup>b</sup>	-1.5	3.1
Minería + combustibles	5.3 <sup>a</sup>	1.8	7.8
Agregado recursos naturales	6.1 <sup>b</sup>	2.0	8.5
Flujos de corto plazo	7.3 <sup>c</sup>	3.1	11.7 <sup>b</sup>
Flujos de inversión	4.5 <sup>b</sup>	1.0	6.6
Agregado flujos de capital	6.5 <sup>c</sup>	2.3	9.2 <sup>a</sup>

Fuentes: Banco Mundial, *Bluedorn et al.* (2013) y cálculos propios.  
Niveles de significancia obtenidos con prueba *t* estadística: <sup>a</sup>  $p < 0.1$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$ .

de los embates que recibe en los periodos de bonanza y, en particular, de los que probablemente se generan por la apreciación de la moneda local.

En efecto, si las economías fuesen totalmente flexibles, una bonanza significaría una simple reasignación de sectores productores asociada a la apreciación de la moneda, que se revertiría una vez que se acaba la bonanza. Pero los resultados aquí encontrados indican que al terminar la bonanza los ingresos derivados de la misma se revierten rápidamente (y la moneda probablemente se vuelve a depreciar), pero el proceso de recuperación de la industria es mucho más lento.

El tipo de cambio real es una de las variables que puede explicar esta poca capacidad de la industria para recuperarse rápidamente. En un ejercicio en el cual se analiza el comportamiento promedio del tipo de cambio real dos años antes de la bonanza, durante la bonanza y dos años después de las bonanzas, se encuentra que durante las bonanzas las monedas se aprecian, pero que en los dos años posteriores no se ajustan rápidamente a su nuevo nivel de equilibrio, e incluso pueden seguir apreciándose (cuadro 8). Más importante que eso es el hecho de que los efectos del tipo de cambio, y en general de los precios relativos, suelen tener un rezago significativo y generar un efecto inercial importante en la producción de los distintos tipos de bienes.

Lo anterior no indica que otros factores adicionales no retarden también la capacidad de recuperación de la industria. Dentro de estos factores vale la pena citar: la pérdida en la posición en la curva de aprendizaje (Krugman, 1987), la dificultad de reasignar factores entre sectores y las dificultades que se presentan a la hora de recuperar mercados para los productos industriales. En el caso de los flujos de capitales, el efecto también se puede entender como el fin del efecto de financiamiento.

Como puede observarse en el cuadro 7, dentro de los efectos posbonanza, el del sector minero-energético es el más grande, seguido por el de los flujos de inversión. Para los alimentos, el efecto no es significativo. Es muy importante tener en cuenta

que estos coeficientes se refieren al efecto por cada punto del promedio anual del tamaño de la bonanza. Es decir, una bonanza que genera cinco puntos adicionales del PIB anuales en promedio estaría ocasionando cerca de dos puntos menos en el valor de las manufacturas como porcentaje del PIB de largo plazo, durante la bonanza y tres años después de la misma.

Otro aspecto que vale la pena resaltar tiene que ver con el efecto que tienen las exportaciones de recursos naturales sobre el producto, aparte del que se presenta por las bonanzas. Las regresiones incorporaron esta variable de control pero no fue estadísticamente significativa, lo que indica que son las bonanzas, más que los flujos regulares de recursos, las que están asociadas con un mayor efecto en el valor agregado de las manufacturas. Asimismo, el hecho de que esta variable no sea significativa asegura que el efecto que se capta de las bonanzas no es la respuesta a una simple reasignación de participaciones dentro del producto. En el caso de los flujos de capital, la variable expresada como porcentaje del pib de largo plazo sí es significativa, pero su coeficiente es pequeño y de una magnitud muy inferior a la de los otros coeficientes de la ecuación.

El ejercicio anterior se repitió excluyendo los países de ingresos altos y los países del Medio Oriente y Norte de África, en su mayoría petroleros. Los resultados pueden observarse en las estimaciones 3 y 4 del cuadro 7 y son muy similares a los obtenidos con el conjunto de la muestra. Sin embargo, los coeficientes para los periodos de posbonanza tienden a ser mayores para los flujos de capitales.

Para complementar el ejercicio anterior, e incluir el cúmulo de bonanzas de los años setenta, se realiza la misma estimación desde 1965, cuyos resultados se presentan en el cuadro 9. Allí no se incluye los efectos de los flujos de capital por cuanto los datos correspondientes sólo se publican consistentemente a partir de 1980. Para remediar la ausencia de estas variables, las series se analizan considerando la tasa de la Reserva Federal y el crecimiento de Estados Unidos, lo que asegura que la tasa de la Reserva capte el efecto de los flujos de capital y no el que se da mediante la política anticíclica de Estados Unidos.

Como se observa al comparar el cuadro 9 con el 7, los ejercicios en un periodo de análisis más largo (1965-2012 frente a 1980-2012) se traducen en cambios relevantes en los resultados: la incorporación del valor de exportaciones sobre PIB como variable de control conduce a resultados estadísticamente significativos y el efecto contemporáneo de las bonanzas de recursos naturales deja de ser significativo. Sin embargo, la persistencia del efecto negativo en el periodo posbonanza se detecta nuevamente, aunque de forma menos marcada, para los casos de exportaciones de combustibles y minerales. Lo anterior puede sugerir que el efecto nocivo de estas bonanzas sobre las manufacturas ha tendido a incrementarse en los últimos 30 años. De nuevo, el ejercicio se repitió excluyendo de la muestra los países de ingresos altos y los países de norte del África y del Medio Oriente. Allí se observa que el efecto negativo de las posbonanzas de minerales y combustibles sobre la industria es más fuerte para los países en desarrollo.

### III. CONCLUSIONES Y PASOS A SEGUIR

Las principales conclusiones que pueden extraerse del análisis anterior son las siguientes:

- El mundo está atravesando una bonanza de bonanzas en escala mundial, y América del Sur es un protagonista central de este episodio.
- Las bonanzas, más que los ingresos estables por exportaciones de recursos naturales o flujos de capital, tienden a generar efectos negativos sobre la participación de la industria en el PIB de largo plazo de los países. Esos efectos persisten una vez que terminan las bonanzas.
- Las bonanzas del sector minero-energético tienden a ser más largas y profundas, a causar mayores síntomas de enfermedad holandesa y a generar mayores efectos de persistencia sobre la industria.

- Las bonanzas de los flujos de capital tienden a ser profundas pero cortas. Los efectos contemporáneos de estas bonanzas en la industria tienden a ser neutros, lo que posiblemente se explica por que el efecto de revaluación se compensa con un mayor financiamiento que favorece a la industria. Sin embargo, el fin de estas bonanzas también determina un periodo de baja participación de la industria en el PIB de largo plazo.
- Las bonanzas del sector de productos agrícolas tienden a mostrar un efecto positivo contemporáneo sobre la industria, lo que se puede explicar por la elasticidad de la oferta, la menor discrecionalidad que tiene el gobierno sobre los ingresos asociados a las bonanzas y los mayores eslabonamientos que tiene el sector con la industria. La posbonanza de alimentos no es significativa.

## **ANEXO 1**

Anexo I

BONANZAS POR REGIÓN

	Productos agrícolas		Sector minero-energético		Flujos de corto plazo		Flujos de inversión		
	Inicio	Duración	Tamaño	Inicio	Duración	Tamaño	Inicio	Duración	Tamaño
<b>Sur de Asia</b>									
Camboya							2007	2.0	3.0
China							1993	6.0	3.9
Fiyi							2004	5	7.5
Indonesia	1977	4.0	2.4	1980	6.0	9.9			
	1994	4.0	1.5						
	2008	5.0	1.4						
Laos							1994	4.0	7.0
Malasia	1964	2.0	7.2	1964	2.0	5.9	1984	2.0	6.0
	1979	3.0	8.1	1979	7.0	7.9	1992	2.0	8.9
	2011	2.0	4.3	2006	3.0	5.3	1995	2.0	7.7
				2011	2.0	5.4			
Filipinas	1974	8.0	1.6				1994	4.0	9.7
Papúa Nueva Guinea	1992	2.0	8.0				2006	2.0	8.1
							2009	2.0	11.1

Islas Salomón						1988	3.0	3.2	2008	3.0	17.0
Tailandia	1964	2.0	5.4			1991	6.0	9.9	1998	2.0	2.7
	1979	4.0	2.9								
	1995	2.0	2.6								
	2008	5.0	2.7								
Tonga	1991	5.0	2.9								
Vánuatu						2003	3.0	9.6	1991	7.0	7.3
	2011	2.0	3.3	2005	4.0	4.3			1995	3.0	6.8
<b>Europa y Asia Central</b>											
Albania				2011	2.0	3.2			2007	4.0	5.0
Armenia				2010	3.0	3.5			2006	4.0	4.9
Azerbaiyán				2007	5.0	28.4			2003	2.0	11.3
Bielorrusia	2010	3.0	1.8	2006	3.0	9.5			2007	2.0	3.0
				2011	2.0	10.1					
Bulgaria	2008	5.0	3.3	2006	3.0	9.4	2006	3.0	13.4	2004	5.0
				2011	2.0	7.7					16.6
Georgia							2007	2.0	7.9	2006	3.0
Kazajistán				2006	3.0	16.0					9.5
Kirguistán	2010	2.0	2.6	2011	2.0	2.9					
Letonia	2007	2.0	2.6	2011	2.0	2.9	2005	3.0	15.8	2006	2.0
											4.6

	<i>Productos agrícolas</i>			<i>Sector minero-energético</i>			<i>Flujos de corto plazo</i>			<i>Flujos de inversión</i>		
	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>
Lituania	2007	3.0	6.7	2004	5.0	5.0	2006	2.0	9.8	2006	3.0	2.3
				2011	2.0	6.8						
Macedonia							2008	2.0	3.5	2006	3.0	4.6
Moldavia							2007	2.0	11.0	2007	2.0	8.8
Rumania				2006	3.0	1.8	2005	4.0	6.8	2004	5.0	5.8
Rusia				2006	3.0	8.3						
Turquía							2010	2.0	3.9			
Ucrania	2008	5.0	3.7							2005	4.0	5.8
<b>Centroamérica y el Caribe</b>												
Antigua y Barbuda							1996	2.0	8.3	1987	5.0	6.5
Belize	1984	2.0	26.0	2007	5.0	3.7	2002	3.0	12.1	2003	5.0	15.2
Costa Rica	1976	6.0	5.2				2004	5.0	4.8	2004	5.0	4.8
	1993	6.0	6.9				6.0	3.0	2.1	6.0	3.0	2.1
Dominica	1991	4.0	3.8				1999	2.0	7.3	1994	2.0	10.4
							2008	2.0	4.7	2008	2.0	4.7

República Dominicana				1999	3.0	2.1
El Salvador	1976	5.0	12.9			
	1995	5.0	4.6	2007	2.0	4.2
	2011	2.0	1.6			
Granada				2007	2.0	9.8
Guatemala	1965	2.0	2.9	2000	2.0	3.3
	1977	5.0	5.4			
Honduras	1965	2.0	4.9	1980	2.0	5.8
	1978	3.0	5.1	2004	5.0	2.3
	1995	7.0	5.7			
Jamaica	1978	5.0	2.2			
	2006	3.0	3.3			
	1980	6.0	7.6	1991	3.0	7.7
México	2005	4.0	2.0			
	1976	6.0	7.4	1997	4.0	3.1
Nicaragua	2010	3.0	8.8			
San Cristóbal y Nevis				1989	2.0	21.6
				2000	2.0	8.2
				1990	2.0	5.7
Santa Lucía	1990	3.0	6.2	2007	2.0	8.6
				2006	3.0	13.2

	<i>Productos agrícolas</i>		<i>Sector minero-energético</i>		<i>Flujos de corto plazo</i>		<i>Flujos de inversión</i>			
	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	
San Vicente y las Granadinas	1999	3.0	2.9		1991	2.0	6.1	1993	2.0	8.9
<b>Sudamérica</b>								1997	2.0	15.9
Argentina	1977	7.0	2.7		1993	2.0	10.7	1999	2.0	5.6
	2007	6.0	2.5		1997	2.0	6.1			
Bolivia	1994	5.0	1.6	1974	10.0	4.4		1995	8.0	7.5
				2005	8.0	11.1				
Brasil	1964	2.0	2.1		1994	3.0	7.0			
Chile	1994	5.0	1.8	1979	3.0	4.9	5.9	1996	4.0	2.9
				1988	2.0	3.0	4.5			
				2006	3.0	10.2				
Colombia	1964	2.0	2.5	2008	5.0	4.5	3.8	1981	2.0	
	1977	4.0	4.0				5.2	1994	3.0	
Ecuador	1964	2.0	5.1	1980	6.0	4.4	7.7	1990	3.0	
	1994	5.0	4.7	2005	4.0	6.9				
	2011	2.0	1.8	2011	2.0	4.9				
Guyana								1992	4.0	14.8
								2009	2.0	4.0

Paraguay	1989	2.0	7.1	2010	3.0	9.6	1981	2.0	5.1
	2001	3.0	4.1						
	2007	2.0	9.2						
Perú	1964	3.0	2.6	1979	7.0	5.3	1994	4.0	5.1
	1994	4.0	1.3	2005	8.0	5.8			
	2008	5.0	1.0						
Surinam	1995	5.0	6.6	1997	2.0	22.2			
Uruguay	1980	4.0	3.4				2006	5.0	3.2
	1996	3.0	1.5						
	2008	5.0	3.1						
Venezuela				1979	4.0	11.9	1997	2.0	5.3
				2005	4.0	8.9			
<b>Este de Asia y el Pacífico</b>									
Maldivas							2005	4.0	5.4
							1991	5.0	4.6
Nepal									
Paquistán	1964	4.0	2.6						
	1979	3.0	1.6						
Sri Lanka	1964	3.0	8.0				1993	2.0	4.9
	1977	5.0	3.4						

	Productos agrícolas		Sector minero-energético		Flujos de corto plazo		Flujos de inversión		
	Inicio	Duración	Tamaño	Inicio	Duración	Tamaño	Inicio	Duración	Tamaño
<b>África Subsahariana</b>									
Angola							1998	4.0	7.6
Benin				1981	2.0	10.8	1989	4.0	4.6
Botsuana							2002	5.0	5.0
Burkina Faso	2010	2.0	10.4						
Cabo Verde							1995	2.0	4.4
				2006	3.0				8.5
Camerún	1964	2.0	4.5	2006	2.0	5.5			
	1978	2.0	2.8						
	2008	4.0	6.2						
República Centroafricana	1998	2.0	1.5						
	2007	2.0	1.8						
Costa de Marfil	1964	2.0	13.4	2005	5.0	7.5			
	2010	2.0	4.1						
Etiopía	2010	3.0	1.8						
Gabón	1964	2.0	20.0	2007	2.0	22.4			
Ghana	1974	5.0	6.3	1976	3.0	1.5	2007	4.0	4.9
				2011	2.0	13.7			

Guinea						2007	2.0	7.1
Kenia	1994	5.0	2.6					
Lesoto						1995	5.0	30.7
Madagascar	1975	6.0	2.7					
	1994	3.0	3.1					
Malawi	1977	5.0	5.0					
	1990	2.0	7.4					
	1996	2.0	4.7					
Mauritania						2007	2.0	3.3
Mauricio	1995	3.0	3.2					
Mozambique	2011	2.0	1.7	2004	4.0	9.0	1998	2.0
							2001	3.0
							2007	4.0
Namibia	2010	3.0	1.2					
Niger	1965	3.0	1.5	2010	3.0	7.7	2008	2.0
	2008	2.0	2.5					
Nigeria	1964	4.0	4.1	1974	6.0	9.5	2.0	9.9
				1974	8.0	3.3	2007	2.0
Senegal				1996	2.0	2.9		
Seychelles	1978	3.0	6.0				2006	5.0
	2000	5.0	7.9					

	<i>Productos agrícolas</i>			<i>Sector minero-energético</i>			<i>Flujos de corto plazo</i>			<i>Flujos de inversión</i>		
	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>
Sierra Leona												
Sudáfrica				2006	7.0	3.6	1976	4.0	6.3	2004	4.0	3.9
<b>Medio Oriente y Norte de África</b>												
Argelia				1979	6.0	9.8						
				2005	4.0	17.9						
Egipto	1973	5.0	2.3	1980	6.0	5.2				2005	4.0	4.3
				1988	2.0	3.0						
				2005	4.0	3.2						
Jordania	1979	4.0	1.2	1988	5.0	2.0	1991	2.0	30.2	2005	4.0	9.5
	1993	5.0	2.7				1994	2.0	7.6			
							2007	3.0	6.9			
Marruecos	1964	3.0	2.8	1974	2.0	7.0						
	1994	4.0	2.7	1979	3.0	3.9						
Siria							1980	4.0	8.2			
							1993	2.0	5.2			
Túnez	1972	3.0	1.9				1979	7.0	7.5	2006	3.0	4.0
	2006	3.0	1.0				2007	5.0	3.1			

Yíbuti								2006	4.0	15.1		
<b>Países de ingresos altos</b>												
Arabia Saudita				2005	4.0	16.5		1981	4.0	6.1		
				2011	2.0	15.3		2006	4.0	4.9		
Australia	1964	3.0	3.0	1989	4.0	1.2	1986	4.0	1.4			
	1965	3.0	1.0	2008	5.0	5.2						
Bahrein				2007	2.0	17.5	1993	2.0	25.7	1991	2.0	12.9
								1995	2.0	16.4		
Barbados	1967	2.0	13.3				1980	2.0	6.3	2005	6.0	9.6
	1974	2.0	6.7				1999	3.0	7.2			
	1995	3.0	1.3				2004	2.0	6.7			
Bélgica	1978	4.0	1.4	1979	5.0	2.9						
	1994	3.0	1.0	2004	5.0	4.4						
	2007	2.0	2.0	2011	2.0	5.3						
Brunéi				1979	6.0	55.1						
Darussalam												
Canadá	1979	3.0	0.8	1974	3.0	1.3	2009	3.0	4.4			
	1994	4.0	0.7	1979	3.0	1.6						
				2005	4.0	3.9						
Chipre	1990	2.0	1.7				1989	2.0	3.9	1999	3.0	3.0
	1995	2.0	2.1									

	<i>Productos agrícolas</i>			<i>Sector minero-energético</i>			<i>Flujos de corto plazo</i>			<i>Flujos de inversión</i>		
	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Duración</i>	<i>Tamaño</i>
Corea	1965	2.0	3.7									
Croacia				2006	3.0	1.7				2006	3.0	4.9
Dinamarca	1964	3.0	4.0				1987	2.0	4.0			
	1978	4.0	1.7				2009	2.0	11.1			
	1990	3.0	1.0									
Emiratos Árabes Unidos							1993	3.0	9.9			
Eslovenia				2006	3.0	2.8						
				2010	3.0	3.2						
España							2004	4.0	8.7			
Estados Unidos							2002	7.0	2.9			
Estonia				2006	6.0	5.3						
Finlandia	1964	3.0	3.4				1987	4.0	7.7			
	1979	3.0	2.1				2008	4.0	14.6			
Francia							2009	2.0	5.6			
Grecia				2011	2.0	3.6	1998	2.0	4.2			
Groelandia	1987	4.0	12.3	1988	2.0	9.5						
Hungría	1979	5.0	3.3	1980	5.0	1.8	1993	3.0	8.2	1995	4.0	4.3
	2008	5.0	2.1				2004	3.0	5.6			

Islandia	1964	3.0	15.2	2007	6.0	7.6	2004	5.0	46.1	
	1978	4.0	7.0							
	1987	6.0	3.4							
Irlanda	1975	7.0	4.0	2004	3.0	24.4	1999	5.0	9.0	
	1976	6.0	1.0	1995	3.0	6.4				
Italia				2007	3.0	4.3				
	Kuwait			1979	3.0	47.2	1994	2.0	6.2	
Malta				2006	3.0	24.5				
				2010	3.0	16.8	1999	2.0	10.1	
							2006	2.0	13.5	
Mónaco							2002	3.0	2.9	
	Noruega	1964	3.0	1.8	1979	4.0	5.5	1986	3.0	5.4
					2005	4.0	8.2			
				2011	2.0	4.6				
Nueva Zelanda	1979	4.0	3.4	2004	4.0	6.2	1995	3.0	3.6	
	1995	2.0	2.3							
	2011	2.0	2.9							
Países Bajos	1978	2.0	2.9	1976	10.0	3.9	2010	2.0	10.6	
	1994	3.0	2.2	2006	7.0	4.3				
	2011	2.0	4.7							
Polonia	2008	5.0	1.4	2008	3.0	4.6				

	<i>Productos agrícolas</i>		<i>Sector minero-energético</i>		<i>Flujos de corto plazo</i>		<i>Flujos de inversión</i>	
	<i>Inicio</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Inicio</i>	<i>Tamaño</i>
Portugal					1981	7.5		
					2006	6.5		
Reino Unido			1980	2.7	1987	5.6		
					1999	7.2		
República Checa	2011	1.6	2010	1.9				
Eslovaquia	2011	1.9	2006	2.1				
			2011	3.1				
Suecia					1988	10.2		
Suiza					2008	13.7		
Trinidad y Tobago			1974	26.6	1993	3.7		
			2005	32.6	1997	7.1		

## **ANEXO 2**

COMPARACIÓN DE RESULTADOS CON OTRAS METODOLOGÍAS

	<i>Fernández-Villar (2013)</i>						<i>Velasco-Céspedes (2012)</i>					
	<i>Productos agrícolas</i>		<i>Minerales-combustibles</i>		<i>Agregado de recursos naturales</i>		<i>Producción</i>		<i>Exportaciones</i>		<i>Adler y Magud</i>	
	<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>	<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>	<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>	<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>	<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>	<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>
Argentina	1977	1983	1977	1981	1977	1981	1973	1985	1974	1985	1971	1974
	2007	2012	2005	2012	2005	2012	2003	2009	2005	2009	1990	1998
											2003	2012
Bolivia	1994	1998	1974	1983	1974	1981	1973	1985	1973	1992	1973	1974
			2005	2012	2006	2012	2003	2009	2005	2008	1979	1980
											1984	1985
											2003	2012
Brasil	1965	1965	2006	2012	2006	2012	1973	1981	2006	2012	2006	2012
							2007	2009				
Chile	1994	1998	1979	1981	1979	1980	1970	1983	1979	1980	1979	1980
			1988	1989	1988	1989	2006	2009	2006	2009	1987	1991
			2006	2008	2006	2008					1994	1995
											1962	2012
Colombia	1964	1965	2008	2012	1964	1965	1973	1985	1974	1987	1976	1977
	1977	1980			1977	1980	2005	2009	2005	2009	1981	1986
					1995	1997					1995	2003

Ecuador	1964	1965	1980	1985	2008	2012	2004	2012
	1994	1998	2005	2008	1980	1981	1973	1976
	2011	2012	2011	2012	1994	1997	1985	1985
					2006	2008	2009	2012
Paraguay	1989	1990	2010	2012	2007	2011	1988	1990
	2001	2003				1973	1974	1988
	2007	2008				1979	1981	2002
Perú	1964	1966	1979	1983		1974	1973	2008
	1994	1997	2005	2011		1974	1984	2012
	2008	2012				2005	2009	1989
						2006	2009	1990
Uruguay	1980	1983			1980	1983	1971	1973
	1996	1998				1977	1981	1986
	2008	2012			2008	2012	1989	
Venezuela			1979	1980	1979	1982	1989	1990
			2005	2008	2005	2008	1992	1996
						1990	1992	1995
						2004	2009	1999
						2004	2009	
							2003	
							2012	

## Bibliografía

- Adler, G., y N. Magud (2013), *Four Decades of Terms-of-trade Booms: Saving-investment Patterns and a New Metric of Income Windfall*, IMF Working Paper, núm. WP/13/103.
- Athukorala, Prema-Chandra, y Sarath Rajapatirana (2003), “Capital Inflows and the Real Exchange Rate: A Comparative Study of Asia and Latin America”, *The World Economy*, Wiley Blackwell, vol. 26, núm. 4, pp. 613-637.
- Backus, D., y P. Kehoe (1992), “International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles”, *American Economic Review*, vol. 82, núm. 4, pp. 864-888.
- Besley, T., A. Jensen y T. Persson (2013), *State Capacities and Natural Resources*, en revisión, <[https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db\\_name=iipf69&paper\\_id=375](https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=iipf69&paper_id=375)>.
- Banco Mundial (2010), *Natural Resources in Latin America and the Caribbean beyond Booms and Busts?*, World Bank Flashship Report.
- Bluedorn J., R. Duttgupta, J. Guajardo y P. Topalova (2013), *Capital Flows Are Fickle: Anytime, Anywhere*, IMF Working Papers, núm. WP/13/183.
- Céspedes, L. F., y A. Velasco (2011), *Was This Time Different?: Fiscal Policy in Commodity Republics*, Monetary and Economic Department BIS Working Papers, núm. 365, noviembre.
- Céspedes, L.F., y A. Velasco (2012), *Macroeconomic Performance during Commodity Price Booms and Busts*, NBER Working Paper Series, núm. 18569, <<http://www.nber.org/papers/w18569>>.
- Cooley, T., y L. Ohanian (1991), “The Cyclical Behavior of Prices”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 28, núm. 1, pp. 25-60.

- Correia, I., J. Neves y S. Rebelo (1992), "Business Cycles from 1850-1950: New Facts about Old Data", *European Economic Review*, vol. 36, núm. 2/3, pp. 459-467.
- Corden W. M., y J. P. Neary (1982), "Booming Sector and De-industrialisation in a Small Open Economy", *Economic Journal*, vol. 92, diciembre, pp. 825-848.
- Cuddington, J. T. (1992), "Long-run Trends in 26 Primary Commodity Prices: A Disaggregated Look at the Prebisch-Singer Hypothesis", *Journal of Development Economics*, vol. 39, núm. 2, octubre, pp. 207-227.
- De Ferranti, D., G. Perry, D. Lederman y W. Maloney (2001), *From Natural Resources to the Knowledge Economy: Trade and Job Quality*, Banco Mundial.
- Driscoll, J. C., y A. C. Kraay (1998), "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data", *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, pp. 549-560.
- Erten, B., y J. A. Ocampo (2013), "Super Cycles of Commodity Prices since the Mid-nineteenth Century", *World Development*, vol. 44, pp. 14-30.
- Hodrick, R. J., y E. C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29: 1-16.
- Hoechle, Daniel (2007), "Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-sectional Dependence", *Stata Journal*, vol. 7, núm. 3.
- Ismail, K. (2010), *The Structural Manifestation of the 'Dutch Disease': The Case of Oil Exporting Countries*, IMF Working Paper, núm. wp/10/103, abril.
- Izquierdo, A., y E. Talvi (2011), *One Region, Two Speeds?: Challenges of the New Economic Order for Latin America and the Caribbean*, BID.
- Ilzetzki, A., C. Reinhart y K. Rogoff (2004) *Exchange Rate Arrangements Entering the 21st Century: Which Anchor Will Hold?*, inédito, datos disponibles en línea: <<http://personal.lse.ac.uk/ilzetzki/index.htm/Data.htm>>.
- Kaldor, Nicholas (1934), "A Classificatory Note on the Determinateness of Equilibrium", *Review of Economic Studies*, vol. I, pp. 122-136.
- Kamar B, D. Bakardzhieva y S. Ben Naceur (2010), *The Impact of Capital and Foreign Exchange Flows on the Competitiveness of Developing Countries*, IMF Working Paper, julio.
- Krugman, P. (1987), "The Narrow Moving Band, the Dutch Disease, and the Competitive Consequences of Mrs. Thatcher: Notes on Trade in the Presence of Dynamic Scale Economies", *Journal of Development Economics*, vol. 27.

- Lartey, E.K.K. (2008), “Capital Inflows, Resource Allocation and the Real Exchange Rate”, *International Finance*, vol. 11, pp. 131-152.
- Meller, P., D. Poniachik e I. Zenteno (2013), *América Latina y la bendición de los recursos naturales*, Cieplan.
- Ocampo, J. A., y M. Parra (2010), “The Terms of Trade for Commodities since the Mid-nineteenth Century”, *Journal of Iberian and Latin American Economic History/Revista de Historia Económica*, vol. 28, núm. 1, pp. 11-43.
- Prebisch, Raul (1959), “Commercial Policies in the Underdeveloped Countries”, *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 49, núm. 2, pp. 251-273.
- Ravn, M., y H. Uhlig (2002), “On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 84, núm. 2, pp. 371-376.
- Sachs, Jeffrey D., y Andrew M. Warner (1995), *Natural Resource and Economic Growth*, NBER Working Paper.
- Sachs, J. D., y Andrew M. Warner (1997), *Natural Resource and Economic Growth. Revised Version*, Harvard Institute for International Development, Cambridge, Massachusetts.
- Sachs, J. D., y A. M. Warner (1999), “The Big Rush, Natural Resource Booms And Growth”, *Journal of Development Economics*, vol. 59, núm. 1, junio, pp. 43- 76.
- Singer, Hans W. (1950), “The Distribution of Gains between Investing and Borrowing Countries”, *The American Economic Review*, vol. 40, núm. 2, pp. 473-485.
- Spatafora, N., y A. Warner (1995), *Macroeconomic Effects of Terms-of-trade Shocks: The Case of Oil-exporting Countries*, Policy Research Working Paper Series, núm. 1410, Banco Mundial.

*Kirsten Roach*

# Un análisis estructural de los choques de precios del petróleo en la macroeconomía de Jamaica

## **Resumen**

*En este artículo se utilizan modelos de vectores autorregresivos estructurales para examinar el efecto de los choques del precio del petróleo en variables macroeconómicas clave de Jamaica durante el periodo 1997:01 a 2012:06. Los resultados indican que en su mayoría los choques del precio del petróleo no tienen un efecto permanente en la economía de Jamaica. Más aún, los hallazgos plantean que un choque de petróleo derivado de un incremento en la demanda agregada mundial por lo general precede una mejora de la economía nacional, en tanto que los choques de demanda asociados con tenencias preventivas de petróleo (choques de demanda específicos de petróleo) y choques en la oferta del hidrocarburo a menudo causa un deterioro de las variables macroeconómicas del país.*

*Palabras clave: precio del petróleo, vectores autorregresivos, choques de demanda de petróleo, choques de oferta de petróleo.*

*Clasificación JEL: E31, E32, Q43.*

---

Economista del Bank of Jamaica en el momento en que se elaboró el estudio <kirsten.roach@gmail.com>. Las opiniones expresadas no necesariamente reflejan la posición del Bank of Jamaica. La autora agradece a Wayne Robinson, Pauline Green, Sharon Miller-Betty y Tamalia Kidd, del Bank of Jamaica, por sus comentarios y sugerencias.

## Abstract

This paper utilizes structural vector autoregression models to examine the impact of oil price shocks on key Jamaican macroeconomic variables over the period 1997:01-2012:06. The results indicate that oil price shocks largely do not have a permanent effect on the Jamaican economy. Furthermore, the findings suggest that an oil shock emanating from an increase in global aggregate demand generally precedes an improvement in the domestic economy while demand shocks associated with precautionary holdings of oil (oil-specific demand shocks) and oil supply shocks generally result in a deterioration in domestic macroeconomic variables.

Keywords: Oil price, vector autoregressions, oil demand shocks, oil supply shocks.

JEL classification: E31, E32, Q43.

## 1. INTRODUCCIÓN

Los investigadores y quienes elaboran las políticas han mostrado gran interés en los movimientos de precios de las materias primas debido a su correlación con los principales acontecimientos macroeconómicos. Este interés surgió desde los años setenta cuando fluctuaciones significativas de los precios del petróleo crudo desataron un examen todavía en marcha del efecto de los choques del precio del petróleo en las variables macroeconómicas. Puede decirse que la volatilidad macroeconómica y la estanflación mundiales durante los años setenta se han atribuido en buena medida a choques de oferta de petróleo (Baumister *et al.*, 2010). Estos choques fueron motivados por sucesos importantes de índole política y económica como la revolución iraní de 1979 y el colapso de la Organización de Países Exportadores de Petróleo (OPEP) en 1986. Desde entonces, otros choques como la invasión de Kuwait en 1990-1991, la crisis asiática en 1997-2000 y la crisis financiera mundial a fines de 2008 han precedido aumentos en los precios del petróleo (ver la gráfica 1). Si bien mucha de

los estudios tempranos plantean que los picos en los precios de combustibles se derivan fundamentalmente de trastornos en la provisión de petróleo, investigaciones más recientes indican que la demanda de petróleo ha fomentado de modo considerable una parte importante del repunte de los precios de petróleo desde los años setenta (Kilian, 2009).

Las investigaciones han mostrado que los aumentos significativos en el precio real del petróleo han tenido un efecto en el ciclo económico mundial al afectar los niveles de productividad y el nivel de las tasas de interés real en la economía. Para Jamaica, el petróleo constituye la materia prima más importante de varios procesos productivos. Como resultado, la factura petrolera ha respondido por aproximadamente un tercio del valor total de las importaciones en los diez años anteriores. Dada la relevancia del petróleo en el proceso productivo, la volatilidad en los precios del petróleo tiene implicaciones cruciales para la estabilidad interna de precios y otras variables

Gráfica 1

PRECIO REAL FRENTE AL NOMINAL DEL PETRÓLEO CRUDO WTI



Fuente: Bloomberg L.P.

macroeconómicas. En este contexto, se justifica una evaluación de la relación entre estos choques y las variables macroeconómicas de la economía de Jamaica.

Por tanto, en este documento se busca examinar el efecto de los choques petroleros en las variables macroeconómicas clave de Jamaica, incluyendo el PIB real, la inflación, el tipo de cambio nominal, el saldo de la cuenta corriente y las tasas de interés. Se supone que una desagregación de los choques del precio del petróleo ayudaría a una política informada al proporcionarle un mejor entendimiento de cómo ciertos picos influyen en las variables macroeconómicas de Jamaica. Ya que los choques de demanda agregada se asocian por lo común con una expansión económica mundial, se espera que estos choques, no obstante, tengan un efecto positivo y rezagado en la economía de Jamaica en tanto los choques de demanda de petróleo que proceden de una conducta especulativa pudieran tener implicaciones adversas para Jamaica. Estudios previos como el de Burger *et al.* (2009) han explorado los efectos de los choques petroleros en las estructuras del capital externo de Jamaica; en este documento busca ampliar el enfoque para incluir el efecto en las variables macroeconómicas internas. Los choques que se estudian aquí registraron diversas consecuencias según el tipo de perturbación. En particular, los resultados sugieren que un choque petrolero derivado de un incremento en la demanda agregada es probable que contribuya a una mejoría en la economía nacional, lo que refleja el efecto favorable de este choque en el producto real de Jamaica en respuesta a las ganancias en el comercio mundial en general. En contraste, los choques de la demanda específica de petróleo y los choques de la oferta de petróleo posiblemente resultarían en un deterioro de las variables macroeconómicas internas, en particular de la inflación en el primer caso, sobre todo por la creciente especulación asociada a este tipo de choque. El resto del artículo se organiza como sigue: en la segunda sección se presentan hechos estilizados; en la tercera se revisa la bibliografía sobre choques de precios de petróleo y la macroeconomía; en la cuarta se presentan consideraciones

sobre los datos y la metodología; en la quinta se exponen los resultados empíricos. En la última sección se presentan las conclusiones y las recomendaciones de política.

## 2. HECHOS ESTILIZADOS

Como se señaló en la primera sección, el petróleo desempeña un papel fundamental en la economía jamaicana. En efecto, las importaciones de combustible fueron el rubro más destacado en las importaciones totales durante el periodo 2004-2013 (ver la gráfica 2), al contribuir con 33%. La exacerbada demanda de petróleo crudo puede atribuirse al uso que se hace de este como insumo en el proceso productivo nacional y en la generación de electricidad.<sup>1</sup>

La Petroleum Corporation of Jamaica (PCJ) y las empresas de la bauxita son los principales importadores de combustible en Jamaica. La PCJ adquiere petróleo crudo de conformidad con el Acuerdo de Cooperación Energética PetroCaribe, e importa y distribuye derivados del petróleo como gas líquido de petróleo (LPG, por sus siglas en inglés), diésel para automóvil y queroseno.<sup>2</sup> A pesar del acuerdo, el precio del petróleo West Texas Intermediate (WTI) constituye la referencia internacional para Jamaica. De esta manera, los cambios en el precio del WTI redundan en ajustes similares en los precios internos de combustibles (ver la gráfica 3). Debido al fuerte movimiento paralelo entre los precios del WTI y el déficit de cuenta corriente de Jamaica, un incremento en los precios del petróleo en 2008 causó el aumento del déficit comercial debido al efecto de los mayores precios en la factura petrolera del país (ver la gráfica 4).

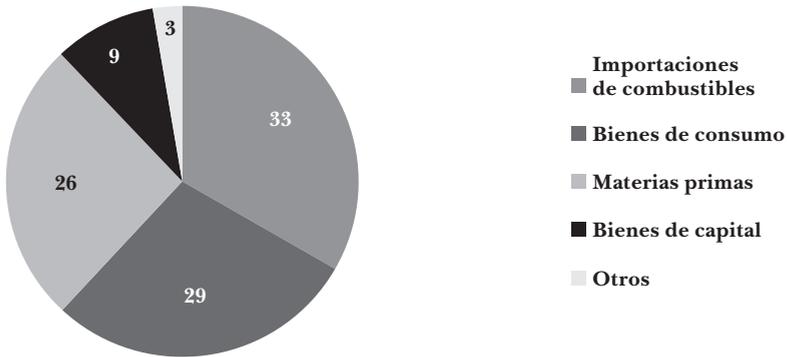
---

<sup>1</sup> Las participaciones de las demás categorías de importaciones durante ese periodo fueron: bienes de consumo, 29%; materias primas (excepto combustibles), 26%, y bienes de capital, 9 por ciento.

<sup>2</sup> El acuerdo PetroCaribe es un tratado preferencial entre Venezuela y 13 islas caribeñas para la compra de petróleo. Jamaica ha adquirido petróleo con este mecanismo desde 2005.

Gráfica 2

**PRINCIPALES IMPORTACIONES DE JAMAICA POR USO FINAL**  
(promedio 2004-2013)

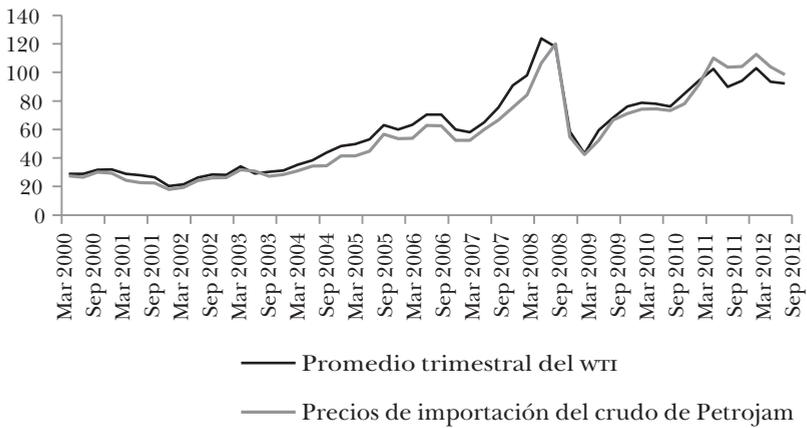


Fuente: Bank of Jamaica.

Gráfica 3

**PRECIOS DE PETRÓLEO CRUDO WTI Y DE IMPORTACIÓN DE CRUDO DE PETROJAM**

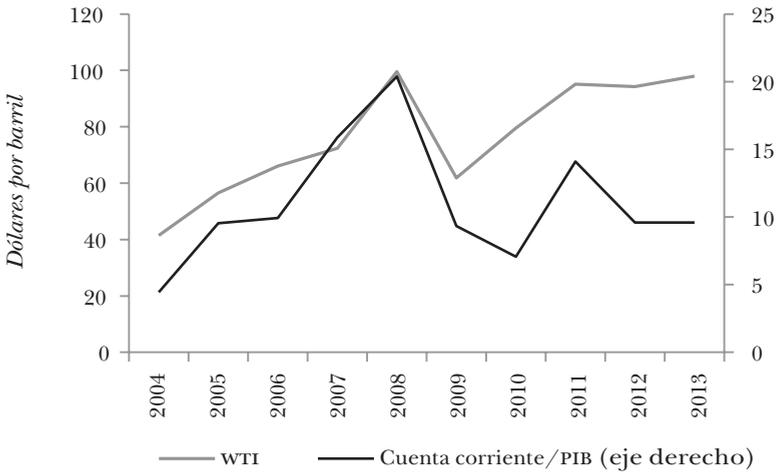
*Dólares por barril*



Fuente: Bloomberg L.P. y Bank of Jamaica.

Gráfica 4

**JAMAICA: RELACIÓN ENTRE LOS PRECIOS DEL PETRÓLEO WTI Y EL COEFICIENTE DE DÉFICIT DE CUENTA CORRIENTE/PIB**



Fuentes: Bloomberg L.P. y Bank of Jamaica.

### 3. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

Han proliferado los estudios sobre la relación entre los choques de precios del petróleo y las variables macroeconómicas.<sup>3</sup> Hamilton (1983), en su influyente documento, destacó que un incremento brusco en los precios del petróleo crudo fue un precursor de siete de las ocho recesiones de la posguerra en Estados Unidos, en particular durante el periodo 1948-1972, basado en la significancia estadística de la correlación entre los choques petroleros y el crecimiento del PIB real. Él propuso tres hipótesis: 1) las recesiones que coinciden con aumentos de precios del petróleo suceden por mera coincidencia, 2) la correlación se deriva de una variable explicativa endógena que generó tanto los aumentos del precio del petróleo como las recesiones, y 3) un aumento exógeno del precio del petróleo crudo causó algunas de las recesiones en Estados Unidos

<sup>3</sup> Ver Barsky y Kilian (2002, 2004) y Killian (2008, 2009, 2010).

antes de 1973. Este documento concluyó que la tercera hipótesis es plausible. Esto es, el momento, la magnitud y la duración de una parte de las recesiones previas a 1973 habrían sido más graves en ausencia de un aumento de precios del petróleo o escasez en la oferta de combustible.

Mientras que Hamilton (1983, 1996) y Bernanke *et al.* (1997) apoyan la exogeneidad de los principales aumentos en el precio del petróleo, la investigación ha demostrado que no hay pruebas suficientes para dar crédito a esta escuela de pensamiento (ver Kilian, 2008, 2009, 2010; Peersman y Van Robays, 2009; y Baumeister *et al.*, 2010). En particular, Kilian (2008) se enfoca en la exogeneidad de los choques petroleros desde 1973 con el fin de confirmar cómo las caídas en la producción de petróleo resultado de guerras y otros acontecimientos políticos exógenos en los países de la OPEP afectan los precios del petróleo, el crecimiento del PIB real de Estados Unidos y la inflación en este último. Él estableció que los aumentos en los precios del petróleo por lo general redundan en una contracción significativa del PIB estadounidense en los cinco trimestres posteriores al choque y que sólo una ínfima porción del choque petrolero observado fue causada por perturbaciones exógenas en la provisión de petróleo durante los periodos de crisis. Asimismo, los resultados indicaron que un aumento brusco en los precios al consumidor en Estados Unidos ocurrió tres trimestres después del choque exógeno de la oferta petrolera, en contraste con la opinión que a menudo se sostiene de que se suscitaba un aumento prolongado de la inflación.

En este contexto, Kilian señaló en 2009 que el efecto de los choques del precio del petróleo en el precio real del petróleo depende de dónde se origine el choque. En particular, los choques del precio del petróleo se descompusieron conforme el supuesto de la endogeneidad del precio del petróleo. El enfoque de Kilian implica una descomposición estructural de los choques al precio real del petróleo crudo en tres categorías, a saber: 1) choques de oferta del petróleo crudo, que constituyen aumentos bruscos en los precios del petróleo que se derivan de perturbaciones en la producción de petróleo crudo; 2) choques

de demanda agregada, que reflejan incrementos en los precios de petróleo causados por una expansión en la actividad económica mundial; y 3) choques de demanda específicos del petróleo, que son causados por una mayor demanda preventiva debido a preocupaciones en relación con caídas próximas de la provisión de petróleo durante periodos de agitación política. En su análisis, Kilian afirma que un alza en los precios de petróleo fue causada en su mayor parte por choques positivos de demanda agregada mundial, así como por una mayor demanda preventiva de petróleo en vez de perturbaciones reales de la oferta. En el artículo se calcula la relación entre estos choques y el precio real del petróleo y se concluye que el tipo de choque petrolero determinó el efecto de los mayores precios de petróleo sobre el PIB real y la inflación de Estados Unidos, hallazgo que también tuvo implicaciones para la elaboración del marco de política energética.

Baumeister *et al.* (2010) examinó un conjunto de economías industrializadas para determinar las consecuencias económicas de los choques petroleros como los definieron Kilian (2009) y Peersman y Van Robays (2009). Sus principales hallazgos indicaron que los choques de demanda de petróleo asociados con una demanda agregada mundial incrementada ocasionan un aumento temporal en el PIB real para todas las economías con posterioridad a un alza en los precios del petróleo. Por el contrario, se determinó que los choques de demanda específicos del petróleo contribuyen a una baja temporal del PIB real.<sup>4</sup> Más aún, estos hallazgos plantean que en el entorno de un choque adverso de oferta de petróleo, las economías que son importadoras netas de petróleo se enfrentaron a una contracción permanente del PIB real, mientras que en las economías exportadoras netas del combustible el efecto fue insignificante

---

<sup>4</sup> Los choques de demanda agregada se asocian con una expansión en la actividad económica mundial, en tanto que los choques de demanda específicos de petróleo constituyen un choque específico del mercado de petróleo por el que el crecimiento en la demanda preventiva de combustible causa mayores temores de que haya falta de aprovisionamiento de combustible en el futuro.

o positivo. Los resultados sobre su repercusión en la inflación fueron distintos entre las economías importadoras de petróleo. No obstante estas variaciones, los resultados indicaron que la repercusión en la inflación en una economía importadora de petróleo estuvo supeditada a una segunda ronda de efectos que en su mayoría se reflejan en movimientos ascendentes de los salarios, mientras que la repercusión en una economía exportadora de petróleo fueron limitados en gran medida en el entorno de una apreciación de los tipos de cambio efectivos luego de un choque de la oferta de petróleo. Este documento también muestra la menor vulnerabilidad ante los choques petroleros en el caso de las economías que tienen una favorable posición neta de energía.

Otros estudios se han propuesto examinar la relación entre los choques de petróleo y el saldo de cuenta corriente en los países importadores y exportadores de petróleo. En el caso de Turquía, una economía importadora de petróleo, Ozlala y Pekkurnaz (2010) utilizaron un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) para evaluar el efecto de los choques del precio de petróleo en el déficit de cuenta corriente. Los resultados mostraron que el coeficiente del déficit de cuenta corriente a PIB aumentó de manera gradual en respuesta a un choque del precio de petróleo dentro de los primeros tres meses antes de caer, lo que indica que los choques en el precio del petróleo tienen un efecto destacado en el corto plazo. De manera similar, la exposición en Chuku *et al.* (2011) utiliza un SVAR para el periodo de 1970 a 2008 para evaluar la relación entre los choques del precio del petróleo y la evolución de la cuenta corriente de Nigeria, un exportador e importador de petróleo. Los choques del precio de petróleo tienen un efecto positivo y significativo en los déficits de la cuenta corriente de Nigeria en el corto plazo. De por sí, las implicaciones políticas para hacer acopio de los beneficios asociados con los choques del precio del petróleo en la economía nigeriana incluyó atención adicional en las estrategias para aumentar las reservas, una política monetaria permisiva y una integración financiera internacional más intensa.

En relación con el Caribe, Burger *et al.* (2009) examinaron la posibilidad de que la estructura de capital externo de un país pudiera amortiguar el efecto de los choques del precio del petróleo en las cuentas externas.<sup>5</sup> Las economías analizadas manifestaron una alta vulnerabilidad a los choques del precio del petróleo, en particular un importador del combustible como Jamaica y un exportador, Trinidad y Tobago. Los hallazgos demostraron que la estructura de capital externo de Jamaica es muy vulnerable debido al alto coeficiente de deuda a PIB que ostenta este país y la enorme exposición negativa en divisas. En este contexto, Burger *et al.* (2009) recomendaron que Jamaica debería ajustar la composición de su cartera de reservas internacionales netas (RIN) con el propósito de estimular las ganancias de capital en caso de un choque adverso en el mercado petrolero.<sup>6</sup> En este sentido, el artículo sugiere adoptar una cartera oficial de reservas que se correlaciona positivamente con los precios del petróleo.<sup>7</sup> Por el contrario, Burger *et al.* (2009) indicaron que no obstante que la estructura de capital de Trinidad y Tobago no era vulnerable a las fluctuaciones cambiarias, aún había margen para mitigar el efecto de los choques de petróleo en las cuentas externas del país cubriéndose contra los efectos macroeconómicos de tales choques. Así, Trinidad y Tobago podía aumentar las ganancias de capital entre choques de petróleo modificando la estructura de su cartera de RIN para incorporar una mayor exposición a los activos foráneos que tienen una correlación negativa con los movimientos de los precios de petróleo.

---

<sup>5</sup> La estructura de capital externo se puede definir como la composición de los activos y pasivos foráneos según el instrumento, la divisa y el plazo.

<sup>6</sup> Las ganancias de capital son las diferencias entre cambios en la posición neta de activos foráneos y el saldo de cuenta corriente.

<sup>7</sup> Por ejemplo, la cartera oficial de reservas pudiera estar correlacionada positivamente con las monedas de países exportadores de petróleo como Noruega y Canadá a fin de incrementar las ganancias de capital derivadas de los choques del precio del petróleo.

## 4. METODOLOGÍA Y CONSIDERACIONES SOBRE LOS DATOS

Mediante la metodología de Kilian (2009), se calculó el efecto de los choques de los precios de petróleo en la economía de Jamaica, a partir de dos etapas principales durante el periodo de enero de 1997 a junio de 2012. La primera etapa incluyó análisis de movimientos en el precio real del petróleo crudo con el propósito de determinar los choques subyacentes de demanda y oferta que afectan el mercado de petróleo crudo. Esta etapa se describe en la sección 4.1. La segunda etapa comprende el cálculo de la respuesta de variables macroeconómicas clave de Jamaica a los choques estructurales identificados en la sección 4.2. En este entorno, se estimaron modelos SVAR individuales con el fin de evaluar la respuesta de las respectivas variables macroeconómicas en estudio a los choques.

### 4.1 Determinación de los choques subyacentes de demanda y oferta que afectan el mercado de petróleo crudo

Para emprender la primera etapa que se señaló arriba, se estimó un modelo SVAR multivariado utilizando datos mensuales del periodo de enero de 1997 a junio de 2012 para la serie de vectores de tiempo,  $z_t = (\Delta prod_t, rea_t, rpo_t)$  donde  $\Delta prod_t$  representa el cambio porcentual en la producción mundial de petróleo crudo,  $rea_t$  es una medida de la actividad económica mundial en los mercados de materias primas industriales, y  $rpo_t$  es el precio real del petróleo crudo utilizando la referencia del WTI, con  $rea_t$  y  $rpo_t$  expresados en logaritmos. El periodo de estudio se eligió para que comprendiera los diversos choques petroleros tanto anteriores como posteriores a la crisis financiera mundial de 2008. El periodo de evaluación también se determinó por la disponibilidad de datos.

El término *actividad económica real* mundial se refiere a un índice de la actividad económica real que mide los mercados de materias primas industriales y se emplea en vez del concepto

ampliamente entendido de actividad económica real asociada con el PIB o el producto industrial. Siguiendo a Kilian (2009), este estudio emplea una medida de la actividad económica real mundial en los mercados de materias primas. El índice mundial incluye las tarifas de flete por un viaje sencillo de carga seca para cargas secas que incluyen grano, oleaginosas, carbón, mineral de hierro, fertilizante y chatarra, compiladas por Drewry Shipping Consultants Ltd. Las etapas siguientes para construir el índice consisten en deflactar la serie con el índice de precios al consumidor de Estados Unidos. El índice real a su vez se procesa para quitarle la tendencia con el fin de registrar variaciones cíclicas en los tarifas del flete marítimo. Esta medida se adoptó sobre todo debido a la disponibilidad de datos con frecuencia mensual, así como las fallas de las medidas de valor agregado para registrar la demanda en los mercados de materias primas.<sup>8</sup> Los datos de petróleo se obtuvieron de la Energy Information Administration (EIA) y de la International Energy Agency (IEA), de Estados Unidos. El precio real del petróleo se mide utilizando los precios del petróleo WTI deflactados con el índice de precios al consumidor de Estados Unidos. Los datos de variables macroeconómicas de Jamaica se consiguieron en la base de datos del Bank of Jamaica.

El modelo utiliza una longitud de rezago de dos meses basado en los criterios de selección [prueba estadística LR modificada secuencial (LR), error de predicción final (FPE), criterio de información de Akaike (AIC) y criterio de información de Hannan-Quinn (HQ)], por lo cual la representación SVAR del modelo consiste en un vector de innovaciones estructurales serial y mutuamente no correlacionadas,  $\varepsilon_t$ , como puede verse enseguida:

---

<sup>8</sup> Cabe destacar que esta medida de precios del petróleo crudo constituye la mejor variable sustituta para el precio del petróleo crudo importado en el mercado libre mundial. Ver Kilian (2009) para una exposición completa sobre la racionalidad y la construcción de este índice.

$$1 \quad A_0 z_t = \alpha + \sum_{i=1}^2 A_i z_{t-i} + \varepsilon_t .$$

Las innovaciones estructurales se generaron imponiendo restricciones de exclusión sobre  $A_0^{-1}$ . Las fluctuaciones en el precio real del petróleo fueron apuntaladas por tres choques estructurales:  $\varepsilon_{1t}$ , que registra los choques de oferta de petróleo crudo;  $\varepsilon_{2t}$ , que denota los choques de demanda agregada; y  $\varepsilon_{3t}$ , el cual representa un choque de demanda propio del mercado petrolero. Este último se orientó a registrar los cambios en la demanda preventiva de combustibles que coincidió con preocupaciones crecientes respecto a la disponibilidad de abasto de petróleo en el futuro.

Con el supuesto de que  $z_t$  responderá a los choques de cada variable en el vector, se impusieron restricciones adicionales. En términos de la restricción sobre  $A_0^{-1}$ , se supuso que:

1.  $a_{12} = 0$  y  $a_{13} = 0$ , un supuesto que impone la restricción de que no haya respuesta en la producción de petróleo crudo a choques de demanda agregada y choques de demanda específicos del petróleo, respectivamente, dentro del mismo mes. Esta restricción se impone a la premisa de que hay costos altos asociados con una producción creciente de petróleo y es así que se espera que sólo con un alza persistente de la demanda haya un aumento significativo en la provisión de petróleo.
2.  $a_{23} = 0$ , el cual supone que un aumento en el precio real del petróleo derivado de un choque de demanda específico del petróleo no disminuirá la actividad económica real del mundo en los mercados de materias primas industriales dentro del mes.

Es de destacar que las innovaciones al precio real del petróleo que no se pueden explicar por choques de oferta del petróleo o choques de demanda agregada deben ser resultado de choques de demanda que son específicos del mercado petrolero.

Los supuestos mencionados producen un modelo recursivamente identificado con errores de forma reducida,  $e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$  de la forma:

$$2 \quad e_t = \begin{pmatrix} e_t^{\Delta prod} \\ e_t^{rea} \\ e_t^{rpo} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{choque de oferta de petrleo} \\ \varepsilon_t^{choque de demanda agregada} \\ \varepsilon_t^{choque de demanda especifico del petrleo} \end{pmatrix}.$$

#### 4.2 Estimación de la respuesta de las variables macroeconómicas de Jamaica a choques del precio del petróleo

Un examen del efecto de los choques de demanda y oferta de petróleo crudo en la economía de Jamaica requirió cálculos de la relación entre las innovaciones estructurales en la ecuación 1 y las variables macroeconómicas seleccionadas de Jamaica. Este estudio continúa el trabajo de Kilian (2009), el cual se centraba en el efecto de los choques petroleros en el PIB y la inflación, al incluir variables macroeconómicas adicionales en modelos SVAR individuales con el objetivo de establecer la respuesta de las variables macroeconómicas respectivas a cada choque de precio del petróleo. En consecuencia, las variables en análisis incluyen el PIB real ( $\Delta y_t$ ), la tasa de inflación trimestral de un punto a otro ( $\pi_t$ ), el tipo de cambio nominal al final del trimestre (f.d.t.) entre el dólar estadounidense y la moneda local ( $XR_t$ ), el rendimiento f.d.t. del bono del Tesoro a 180 días ( $IR_t$ ) representado en diferencias, así como una medida de las cuentas externas de Jamaica: el saldo de la cuenta corriente ( $CA_t$ ), expresado en diferencias en logaritmos.<sup>9</sup> Con el propósito de

<sup>9</sup> Se utilizó el rendimiento de los bonos del Tesoro a 180 días, toda vez que el Bank of Jamaica no tiene una tasa de política que consigne de manera constante las acciones de política monetaria. Por ejemplo, en septiembre de 2000, el Bank of Jamaica agregó los plazos de 270 y 360 días con márgenes mayores pero no aumentó las tasas. De manera similar, en noviembre de 2008, el Bank of Jamaica endureció la política al introducir un certificado de depósito

facilitar la inclusión de variables trimestrales como el PIB real en este análisis así como para mantener los supuestos de identificación, los choques trimestrales se construyeron promediando las innovaciones estructurales mensuales implícito por el modelo VAR en la ecuación 1 para cada trimestre:

$$3 \quad \zeta_t = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 \varepsilon_{j,t,i}, \quad j=1, \dots, 3,$$

donde  $\hat{\varepsilon}_{j,t,i}$  es el residuo estimado del  $j$ -ésimo choque estructural en el  $i$ -ésimo mes del  $t$ -ésimo trimestre de la muestra.

Estos choques fueron tratados como exógenos basados en el supuesto de identificación de que no hay retroalimentación desde  $\Delta y_t$ ,  $\pi_t$ ,  $XR_t$ ,  $IR_t$ , y  $CA_t$  para  $\hat{\zeta}_{jt}$ ,  $j=1, \dots, 3$  dentro de un trimestre dado. En este entorno, los efectos dinámicos de los choques en el PIB real, la inflación, el tipo de cambio, la tasa de interés y el déficit de cuenta corriente de Jamaica respectivamente, se examinaron con base en cinco regresiones individuales trimestrales del criterio de selección de forma y longitud del rezago en las ecuaciones 4-8, respectivamente:

$$4 \quad \Delta y_t = \alpha + \sum_{i=0}^1 \phi_i \zeta_{jt-i} + u_t, \quad j=1, \dots, 3 \text{ (SVAR del PIB real)}$$

$$5 \quad \pi_t = \delta + \sum_{i=0}^1 \psi_i \zeta_{jt-i} + v_t, \quad j=1, \dots, 3 \text{ (SVAR de la inflación)}$$

$$6 \quad XR_t = \beta + \sum_{i=0}^1 \varphi_i \zeta_{jt-i} + w_t, \quad j=1, \dots, 3 \text{ (SVAR del tipo de cambio)}$$

---

especial de 180 días al 20.5%, pero no incrementó las tasas de sus otros instrumentos. Las tasas de instrumentos de operaciones de mercado abierto a 180 días se mantuvo en 15.35%, en tanto que hubo un aumento en los rendimientos para 180 días. También ha habido diversos casos cuando se incrementaron las tasas de plazos más largos pero las de menores plazos se mantuvieron sin cambios. En todos los casos, los rendimientos de los bonos del Tesoro respondieron a acciones de política. Los bonos del Tesoro también reflejan los sentimientos del mercado.

$$7 \quad IR_t = \gamma + \sum_{i=0}^1 \omega_i \zeta_{jt-i} + z_t, j=1, \dots, 3 \text{ (SVAR de la tasa de interés)}$$

$$8 \quad CA_t = \theta + \sum_{i=0}^1 \rho_i \zeta_{jt-i} + x_t, j=1, \dots, 3 \text{ (SVAR de la cuenta corriente),}$$

donde  $u_t, v_t, w_t, x_t, z_t$  eran potencialmente errores correlacionados serialmente mientras que  $\zeta_{jt}$  fue un choque sin correlación serial. Los coeficientes respectivos de respuesta al impulso se denotaron como  $\phi_i, \psi_i, \varphi_i, \omega_i$  y  $\rho_i$ .

El enfoque de ecuación por ecuación mostrado en las ecuaciones 4-8 es compatible con la premisa de que los choques trimestrales  $\zeta_{jt}, j=1, \dots, 3$ , están mutuamente no correlacionados. En esencia, no obstante la potencial presencia de algún sesgo por variables omitidas, las correlaciones contemporáneas particularmente bajas entre los choques trimestrales y los residuos autorregresivos de las variables macroeconómicas seleccionadas permitieron que los choques trimestrales fueran tratados como ortogonales o no correlacionados. De manera notable, las correlaciones bajas a su vez dan crédito a la estimación de ecuaciones separadas para cada choque (ver el cuadro 1). El enfoque de ecuación por ecuación se considera el más parsimonioso para evaluar el efecto de los choques petroleros en las variables macroeconómicas. Esta conclusión se basa en el análisis de investigaciones adicionales efectuadas por Kilian *et al.* (2009) sobre metodologías alternativas que comprenden la estimación de ecuaciones equivalentes a las 4 a 8, las cuales incluyen valores actuales y rezagados de todos los choques. Debido a que hubo una carencia en la disponibilidad de datos dada la necesidad de cinco rezagos para cada choque, este enfoque alternativo se consideró inadecuado. Otra opción implicaba agregar variables dependientes rezagadas como regresores en las ecuaciones 4-8. Ya que fue condición necesaria para esta alternativa una exogeneidad estricta de  $\zeta_{jt}$  con respecto a cada variable macroeconómica, se consideró inviable para los propósitos del estudio ya que una condición así eliminaría los

efectos de los choques en la variable macroeconómica (Kilian, 2009). En este aspecto, el enfoque de ecuación por ecuación se consideró la metodología más viable.

**Cuadro 1**

**CORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA DE LOS CHOQUES TRIMESTRALES  
CON RESIDUOS AUTORREGRESIVOS PARA VARIABLES  
MACROECONÓMICAS SELECCIONADAS DE JAMAICA**

	<i>Choque de oferta de petróleo</i>	<i>Choque de demanda agregada de petróleo</i>	<i>Choque de demanda específico del petróleo</i>
PIB real	0.009	0.395	0.135
Inflación	-0.320	0.176	-0.161
Tipo de cambio	-0.218	0.273	0.307
Tasa de interés	-0.118	0.095	0.056
Cuenta corriente	0.150	0.082	0.204

## 5. EXPOSICIÓN DE LOS RESULTADOS

Con la incorporación de innovaciones estructurales trimestrales en los cinco modelos VAR trimestrales como se muestra en las ecuaciones 4-8, podían analizarse los resultados del efecto de los tres choques del precio de petróleo en las variables macroeconómicas. Estos choques fueron generados agregando las perturbaciones mensuales de la ecuación 1 para cada trimestre del periodo muestral que va del primer trimestre de 1997 al segundo de 2012. Se utilizó la prueba de Dickey-Fuller aumentada para verificar la presencia de una raíz unitaria en las variables. Los resultados indicaron que todas las variables, con excepción de la tasa de inflación y las tasas de interés, poseían una raíz unitaria (ver el cuadro 2). No obstante, los resultados de las pruebas de estabilidad para todas las variables revelaron que ninguna raíz

subyacía fuera del círculo unitario, lo que refleja la satisfacción de las condiciones de estabilidad de los VAR (ver la gráfica 5). Las comprobaciones adicionales de robustez de los VAR basadas en las pruebas de Portmanteau para autocorrelaciones revelaron que los residuos estaban significativamente no correlacionados (ver cuadros 3-7). Las funciones de respuesta al impulso se presentan en las gráficas 6 a 10 utilizando intervalos de confianza tanto del 95% como del 68%. Cabe destacar que las respuestas de las variables macroeconómicas de Jamaica en estudio a los tres choques fueron idénticas sin importar las franjas de confianza utilizadas. Sin embargo, en tanto que la mayoría de las respuestas fueron estadísticamente significativas en intervalos de confianza del 68%, la mayoría no lo fueron para un intervalo de confianza del 95 por ciento.<sup>10</sup>

**Cuadro 2**

**PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA**  
(medida estadística *t* Dickey-Fuller aumentada)

	<i>Nivel</i>		<i>1a diferencia</i>		<i>Grado de integración</i>
	<i>Estadístico</i>	<i>Valor P</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Valor P</i>	
	<i>t</i>		<i>t</i>		
PIB real	-2.5622	0.1068	-19.2779	0.0000	I(1)
Tasa de inflación	-5.5254	0.0000	-	-	I(0)
Tipo de cambio	-1.0604	0.7258	-4.8191	0.0002	I(1)
Tasa de interés	-8.0892	0.0000	-	-	I(0)
Cuenta corriente	-2.6428	0.0902	-13.1600	0.0000	I(1)

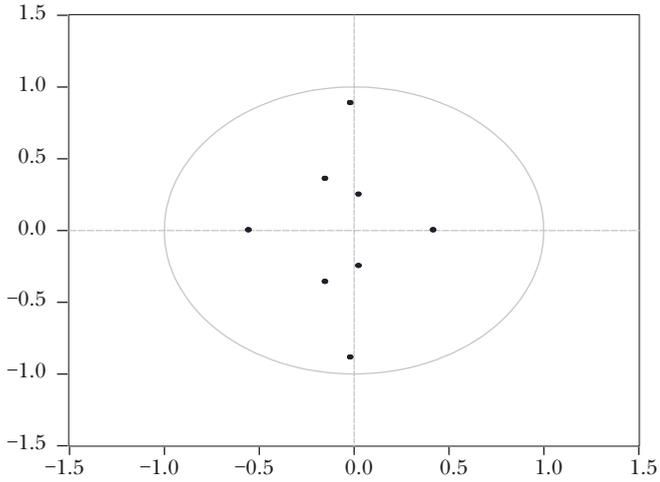
Las longitudes de rezago en las regresiones de la Dickey-Fuller aumentada se eligieron utilizando el criterio de información bayesiano. Los valores críticos asintóticos son: 1%, -3.51; 5%, -2.89; 10%, -2.58.

<sup>10</sup> Sims y Zha (1999) respaldan la utilización de intervalos de confianza del 68% para objetivos de respuesta al impulso y argumentan que “no hay justificación científica para informar sobre hipótesis a un nivel de significación del 5% en cada aplicación”.

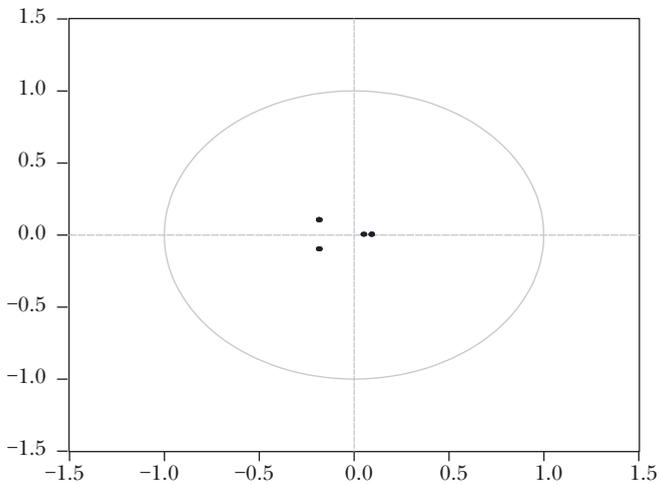
## Gráfica 5

### PRUEBAS DE CONDICIÓN DE ESTABILIDAD

A. PIB REAL<sup>1</sup>



B. INFLACIÓN<sup>1</sup>



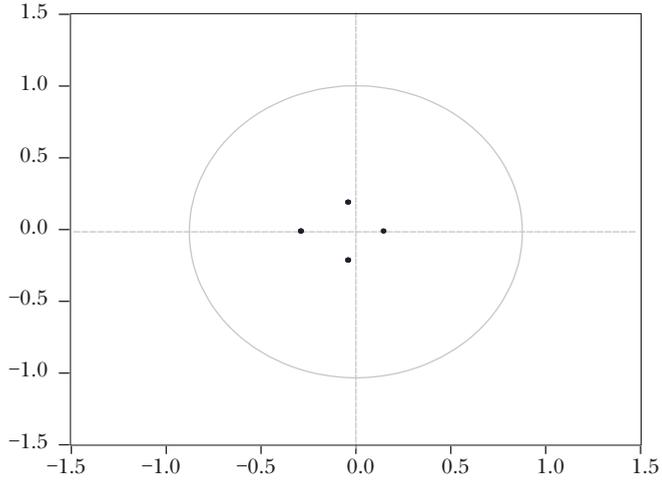
Fuentes: Bloomberg L.P. y Bank of Jamaica.

<sup>1</sup> Raíces inversas del polinomio característico AR.

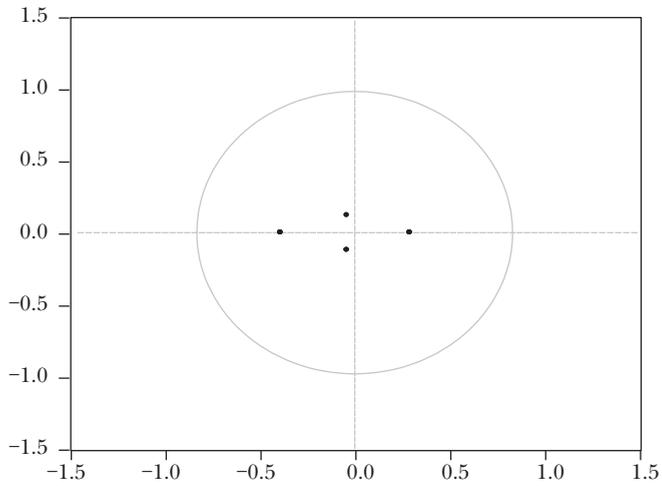
## Gráfica 5 (continuación)

### PRUEBAS DE CONDICIÓN DE ESTABILIDAD

C. TIPO DE CAMBIO<sup>1</sup>



D. TASA DE INTERÉS<sup>1</sup>

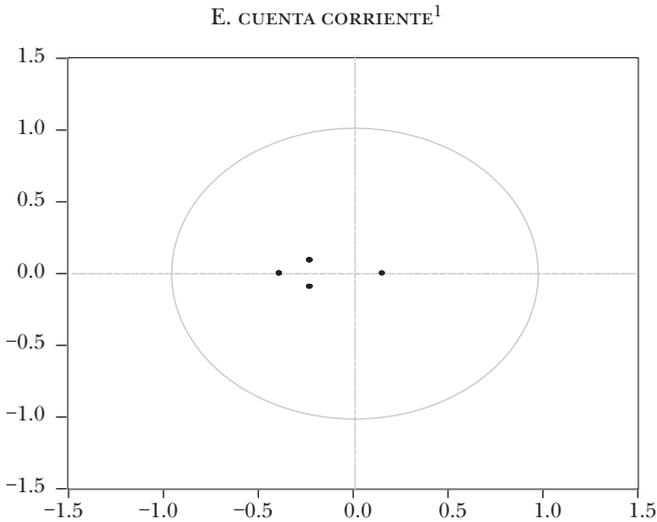


Fuentes: Bloomberg L.P. y Bank of Jamaica.

<sup>1</sup> Raíces inversas del polinomio característico AR.

Gráfica 5 (continuación)

PRUEBAS DE CONDICIÓN DE ESTABILIDAD



Fuentes: Bloomberg L.P. y Bank of Jamaica.

<sup>1</sup> Raíces inversas del polinomio característico AR.

Cuadro 3

PRUEBA DE AUTOCORRELACIÓN ESTADÍSTICA DEL PIB  
Pruebas compuestas de residuos de VAR para autocorrelaciones

<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i> <i>Q</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estadístico</i> <i>Q ajustado</i>	<i>Prob.</i>	<i>df</i>
1	8.525442	NA <sup>1</sup>	8.672433	NA <sup>1</sup>	NA <sup>1</sup>
2	17.32332	NA <sup>1</sup>	17.77901	NA <sup>1</sup>	NA <sup>1</sup>
3	37.74929	0.1280	39.29923	0.0961	29
4	52.56783	0.2043	55.19548	0.1419	45

Notas:<sup>1</sup>La prueba es válida sólo para rezagos mayores que el orden de rezago del VAR. df son los grados de libertad para una distribución ji-cuadrada (aproximada). df y Prob. pudieran no ser válidos para modelos con variables exógenas.

**Cuadro 4**

**PRUEBA DE AUTOCORRELACIÓN DE LA INFLACIÓN**  
 Pruebas compuestas de residuos de VAR para autocorrelaciones

<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i> <i>Q</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estadístico</i> <i>Q ajustado</i>	<i>Prob.</i>	<i>df</i>
1	11.86208	NA <sup>1</sup>	12.06313	NA <sup>1</sup>	NA <sup>1</sup>
2	26.13026	0.6185	26.82332	0.5812	29
3	44.25690	0.5033	45.90399	0.4345	45
4	62.17170	0.4342	65.09842	0.3361	61

Notas: <sup>1</sup>La prueba es válida sólo para rezagos mayores que el orden de rezago del VAR. df son los grados de libertad para una distribución ji-cuadrada (aproximada). df y Prob. pudieran no ser válidos para modelos con variables exógenas.

**Cuadro 5**

**PRUEBA DE AUTOCORRELACIÓN COMPUESTA DEL TIPO DE CAMBIO**

<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i> <i>Q</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estadístico</i> <i>Q ajustado</i>	<i>Prob.</i>	<i>df</i>
1	10.94135	NA <sup>1</sup>	11.12680	NA <sup>1</sup>	NA <sup>1</sup>
2	30.41066	0.3937	31.26746	0.3529	29
3	48.29284	0.3413	50.09081	0.2785	45
4	64.10392	0.3682	67.03125	0.2780	61

Notas: <sup>1</sup>La prueba es válida sólo para rezagos mayores que el orden de rezago del VAR. df son los grados de libertad para una distribución ji-cuadrada (aproximada). df y Prob. pudieran no ser válidos para modelos con variables exógenas.

**Cuadro 6****PRUEBA DE AUTOCORRELACIÓN COMPUESTA DE LA TASA DE INTERÉS**

<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico Q</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estadístico Q ajustado</i>	<i>Prob.</i>	<i>df</i>
1	9.720715	NA <sup>1</sup>	9.885473	NA <sup>1</sup>	NA <sup>1</sup>
2	34.05432	0.2373	35.05817	0.2026	29
3	48.72004	0.3257	50.49576	0.2654	45
4	61.47620	0.4588	64.16308	0.3663	61

Notas: <sup>1</sup>La prueba es válida sólo para rezagos mayores que el orden de rezago del VAR. df son los grados de libertad para una distribución ji-cuadrada (aproximada). df y Prob. pudieran no ser válidos para modelos con variables exógenas.

**Cuadro 7****PRUEBA DE AUTOCORRELACIÓN COMPUESTA  
DE LA CUENTA CORRIENTE**

Pruebas compuestas de residuos del VAR para autocorrelaciones

<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico Q</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estadístico Q ajustado</i>	<i>Prob.</i>	<i>df</i>
1	9.425405	NA <sup>1</sup>	9.585158	NA <sup>1</sup>	NA <sup>1</sup>
2	29.09564	0.4601	29.93367	0.4173	29
3	45.95350	0.4325	47.67879	0.3643	45
4	62.11750	0.4361	64.99737	0.3393	61

Notas: <sup>1</sup>La prueba es válida sólo para rezagos mayores que el orden de rezago del VAR. df son los grados de libertad para una distribución ji-cuadrada (aproximada). df y Prob. pudieran no ser válidos para modelos con variables exógenas.

El efecto de los choques petroleros tanto de demanda como de oferta en el PIB real no logró disiparse en el corto plazo, no obstante que tuvo un efecto marginal en el producto nacional (ver la gráfica 6). La respuesta inicial del PIB real fue una contracción ante un choque de oferta de petróleo y un choque de demanda específico del petróleo. Sin embargo, ambos choques fueron en su mayoría insignificantes estadísticamente a un nivel de 5%. En contraste, un choque de demanda agregada redundó en una expansión inicial del producto nacional que fue estadísticamente significativo al nivel del 5%. Es de mencionar que las respuestas del PIB real a los tres choques son significativas usando el intervalo del 68% de confianza. Aunque los mayores precios del petróleo se derivan de un choque de demanda agregada, otros factores como las ganancias provenientes del comercio internacional, fruto de una mayor demanda mundial, pueden influir en la respuesta del PIB real a un cambio en el precio del petróleo.<sup>11</sup> Análisis estadísticos adicionales han mostrado que en el periodo 1997-2012 los precios del petróleo crudo tuvieron una escasa relación lineal con el producto en Jamaica, como demuestra la baja correlación positiva de 0.1. En tanto los hallazgos de la investigación indican al menos una correlación negativa entre las dos variables, la baja correlación positiva, sin embargo, puede atribuirse a factores particulares que afectan la economía nacional. Algunos de estos factores son la muy inelástica demanda de combustible de Jamaica, la cual indica que sin importar la dirección del movimiento de los precios del petróleo, la dependencia de esta materia prima es necesaria para la producción interna de Jamaica.

Respecto de la respuesta de la inflación a un choque de oferta de petróleo, aquella disminuyó temporalmente durante los primero dos trimestres sin que se observara efecto alguno de ahí en adelante. El resultado fue estadísticamente insignificante a un nivel del 5% pero significativo al usar la franja de confianza del 68% (ver la gráfica 7). En consecuencia, quienes elaboran las políticas no requieren preocuparse por el efecto que tengan

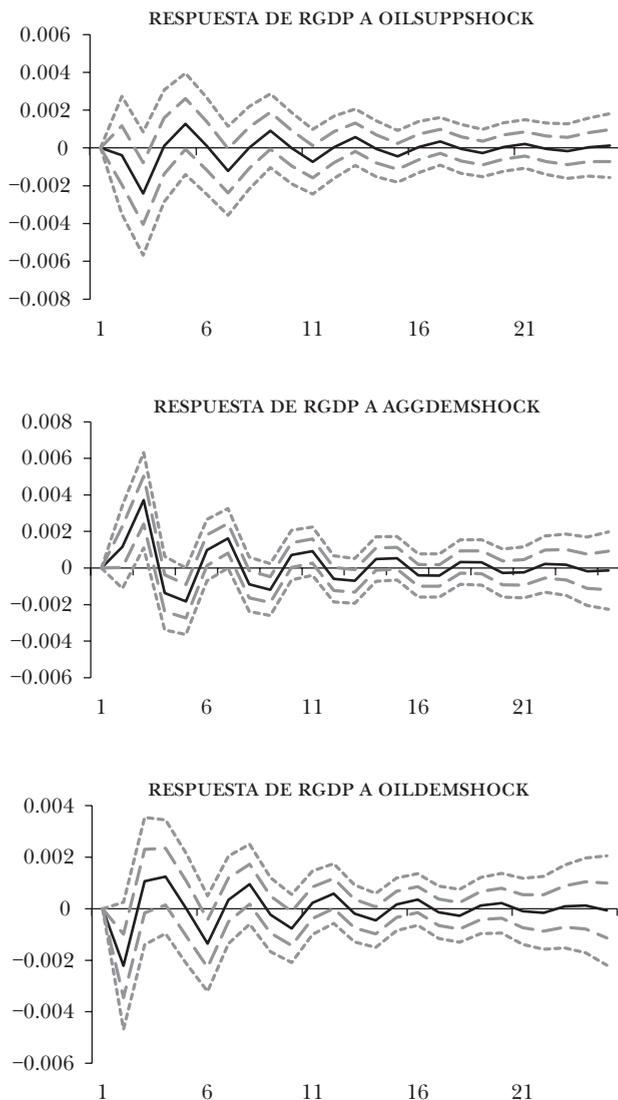
---

<sup>11</sup> Ver Baumeister *et al.* (2010).

las perturbaciones de oferta en los principales países productores de petróleo sobre la inflación a corto plazo en Jamaica. Este resultado se puede atribuir al hecho de que las perturbaciones de oferta en un área a menudo redundan en una mayor producción petrolera en otras regiones para compensar el recorte. En contraste, el efecto de un choque de demanda agregada causa una aceleración de la inflación en el tercer trimestre, si bien es estadísticamente insignificante tanto al nivel del 95% como del 68%. Los choques de demanda específicos del petróleo redundaron en una aceleración inicial de la inflación dentro de los primeros dos trimestres antes de desacelerarse en el cuarto trimestre. Este resultado fue estadísticamente significativo para intervalos de confianza del 95% y del 68%. Un pico temporal en la inflación plantea la necesidad de una posible aplicación de medidas de política de corto plazo para fomentar un aumento de otros precios como salarios. En términos del tipo de cambio nominal, se presenta una depreciación con posterioridad a un choque de oferta de petróleo, aunque es estadísticamente insignificante a ambos niveles de confianza en análisis (ver la gráfica 8). De manera similar, un choque de demanda agregada genera una depreciación de la moneda nacional, en particular dentro de los primeros dos trimestres, la cual fue estadísticamente significativa con ambos niveles de confianza. Algunos inversionistas, basados en la ignorancia sobre la fuente del choque, pudieran en un principio responder con un aumento de la demanda por divisas para reequilibrar la cartera. Asimismo, habría una expansión de la demanda por divisas para transacciones de cuenta corriente debido a que los inversionistas aumentan los insumos del proceso productivo para satisfacer el crecimiento de la demanda externa. Esta depreciación, no obstante, se disipó en el tercer trimestre, quizá como reflejo de la repercusión que tienen las mejoras de los principales socios comerciales de Jamaica en las ganancias en divisas en la economía interna. De manera similar, un choque de demanda específico del petróleo causa una depreciación en el tipo de cambio dentro de los primeros dos trimestres. Este resultado está en concordancia con la noción de que la incertidumbre en el mercado petrolero se traduce en

## Gráfica 6

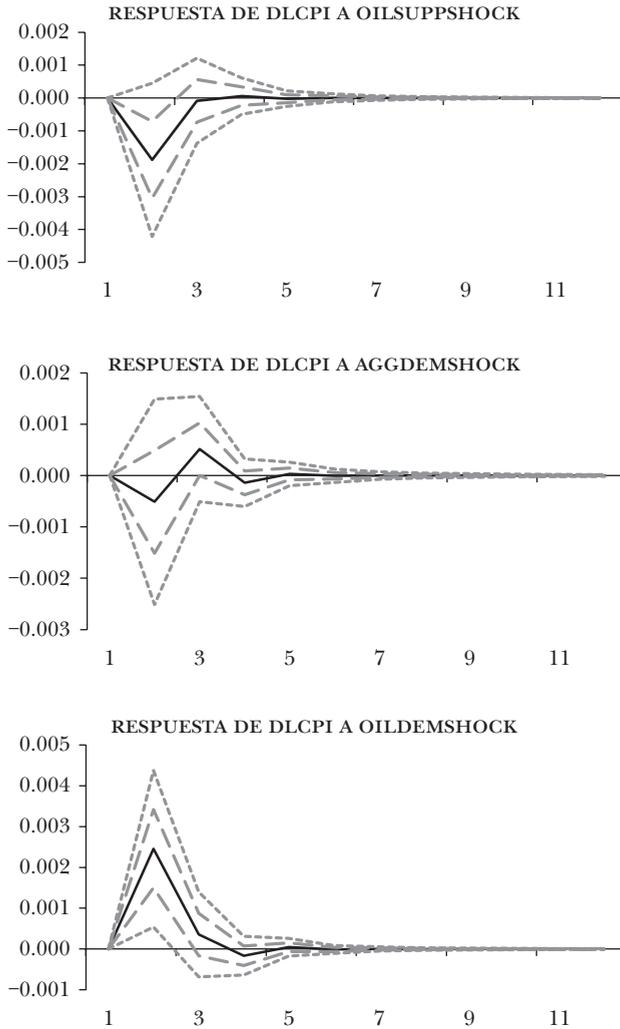
### RESPUESTA DEL PIB REAL A CHOQUES DE PETRÓLEO DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR



Notas: estimaciones basadas en un sistema VAR (2) trimestral en la ecuación 3. OILSUPPSHOCK, AGGDEMSHOCK, OILDEMSHOCK y DRGDP representan choques de oferta de petróleo, choques de demanda agregada, choques de demanda específicos del petróleo y crecimiento real del PIB. Las líneas punteadas son intervalos de confianza del 95% en tanto las discontinuas son intervalos de confianza del 68 por ciento.

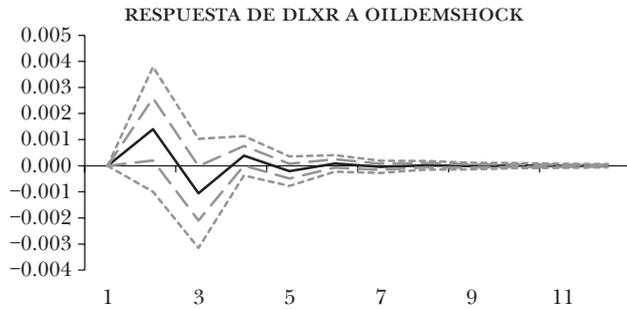
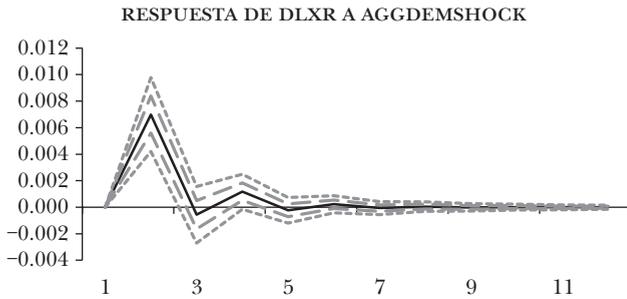
## Gráfica 7

### RESPUESTA DE LA INFLACIÓN A CHOQUES DE PETRÓLEO DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR



Notas: estimaciones basadas en un sistema VAR (1) trimestral en la ecuación 3. OILSUPPSHOCK, AGGDEMESHOCK, OILDEMESHOCK y DLCPI representan choques de oferta de petróleo, choques de demanda agregada, choques de demanda específicos del petróleo e inflación. Las líneas punteadas son intervalos de confianza del 95% en tanto las discontinuas son intervalos de confianza del 68 por ciento.

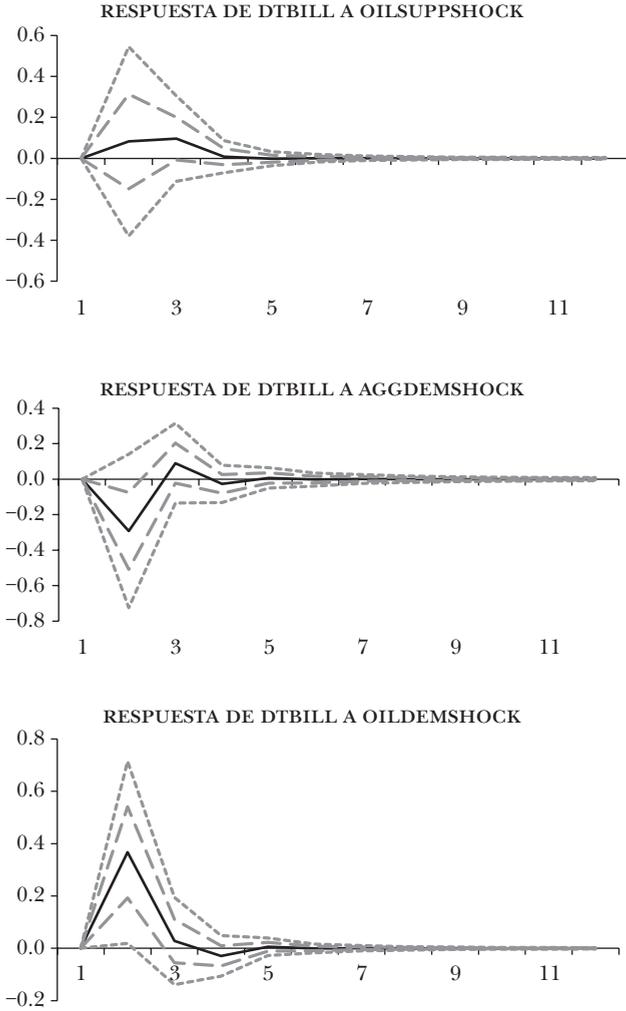
**RESPUESTA DEL TIPO DE CAMBIO A CHOQUES PETROLEROS DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR**



Notas: estimaciones basadas en un sistema VAR (1) trimestral en la ecuación 3. OILSUPPSHOCK, AGGDEMSHOCK, OILDEMSHOCK y DLXR representan choques de oferta de petróleo, choques de demanda agregada, choques de demanda específicos del petróleo y el tipo de cambio nominal. Las líneas punteadas son intervalos de confianza del 95% en tanto las discontinuas son intervalos de confianza del 68 por ciento.

Gráfica 9

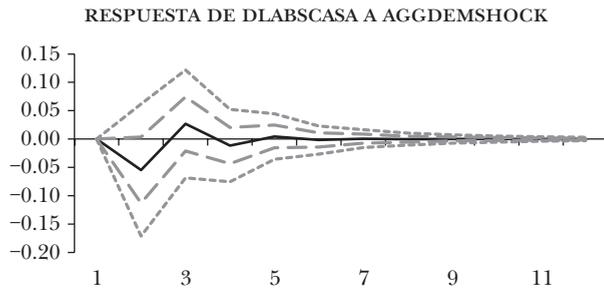
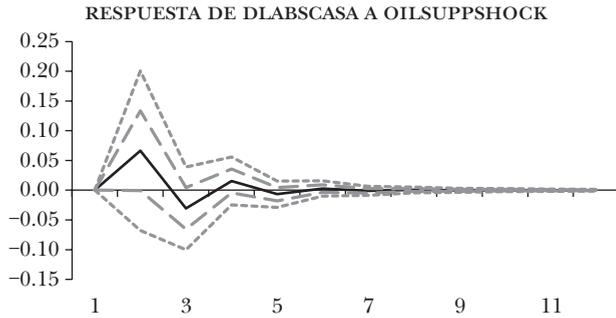
RESPUESTA DE LAS TASAS DE INTERÉS A LOS CHOQUES PETROLEROS DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR



Notas: estimaciones basadas en un sistema VAR (1) trimestral en la ecuación 3. OILSUPPSHOCK, AGGDEMSHOCK, OILDEMSHOCK y DTBILL representan choques de oferta de petróleo, choques de demanda agregada, choques de demanda específicos del petróleo y la tasa de interés del bono del Tesoro a 180 días. Las líneas punteadas son intervalos de confianza del 95% en tanto las discontinuas son intervalos de confianza del 68 por ciento.

## Gráfica 10

### RESPUESTA DE LA CUENTA CORRIENTE A CHOQUES PETROLEROS DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR



Notas: estimaciones basadas en un sistema VAR (1) trimestral en la ecuación 3. OILSUPPSHOCK, AGGDEMESHOCK, OILDEMESHOCK y DLABSCASA representan choques de oferta de petróleo, choques de demanda agregada, choques de demanda específicos del petróleo y el déficit de cuenta corriente desestacionalizado. Las líneas punteadas son intervalos de confianza del 95% en tanto las discontinuas son intervalos de confianza del 68 por ciento.

un posible acaparamiento o conducta especulativa por parte de los inversionistas locales. Este efecto fue, sin embargo, estadísticamente insignificante al nivel del 5% pero se encontró que es significativo al utilizar el intervalo del 68 por ciento.

Respecto de las tasas de interés, las respuestas al impulso indicaron un aumento en las tasas de interés dentro de los cuatro trimestres siguientes que siguieron a un choque de oferta o a uno específico del mercado petrolero (ver la gráfica 9). En tanto el efecto fue estadísticamente significativo en el caso de un choque de demanda específico del petróleo, lo contrario se aplica al choque de oferta en cada nivel de significación en estudio. En respuesta a un choque de demanda agregada, las tasas de interés cayeron en un principio, pero aumentaron en el tercer trimestre. El efecto de este choque en las tasas de interés no fue significativo al nivel del 5%. Cabe señalar, sin embargo, que las franjas de error al 68% dieron una respuesta significativa en el segundo trimestre.

Tal como la respuesta de las cuentas externas a un choque de oferta de petróleo, el déficit de cuenta corriente aumentó durante los dos primeros trimestres (gráfica 10). Este resultado pudo asociarse con los altos precios iniciales del combustible derivados de la perspectiva de que disminuyera la provisión de petróleo, lo que a su vez acarrea un aumento del valor de las importaciones y por tanto un deterioro global de la balanza comercial. Conforme otros productores de petróleo aumentan sus envíos y algunos países recortan la demanda, los precios caen, lo que genera una reducción del déficit en el tercer trimestre. En contraste, los choques por demanda agregada y específicos de la demanda del petróleo redundaron en menores déficits de cuenta corriente dentro de los primeros dos trimestres, pero su efecto se invierte para el tercer trimestre. La disminución inicial del déficit pudiera atribuirse al efecto de las ganancias por la actividad económica mundial, lo cual contrarresta el efecto de los mayores precios del petróleo. Las respuestas del déficit de cuenta corriente a los choques de oferta y de demanda agregada fueron estadísticamente insignificantes con los intervalos de

## Cuadro 8

### RESUMEN DE RESPUESTAS AL IMPULSO

	<i>PIB real</i>	<i>Inflación</i>	<i>Tipo de cambio</i>	<i>Tasa de interés</i>	<i>Déficit de cuenta corriente</i>
Choque de oferta de petróleo	↓	↓	↑	↑	↑
Choque de demanda agregada	↑ <sup>a</sup>	↑	↑ <sup>a</sup>	↑	↓
Choque de demanda específico del petróleo	↓	↑ <sup>a</sup>	↑	↑ <sup>a</sup>	↓

<sup>a</sup> Denota rechazo utilizando franjas de confianza de 95 por ciento.

confianza del 95% y el 68%. Empero, la respuesta del déficit de cuenta corriente a un choque de demanda específico del petróleo fue significativo con un intervalo de confianza del 68% (ver el cuadro 8).

Con el propósito de ahondar en el grado en el cual cada choque contribuyó a las respuestas de cada variable macroeconómica, se efectuaron descomposiciones de la varianza (ver los cuadros 9-13).<sup>12</sup> En relación con el efecto del choque de oferta de petróleo en el PIB real, la inflación, el tipo de cambio, la tasa de interés y el déficit de cuenta corriente, las descomposiciones de la varianza indicaron que este choque respondió por 4.2%, 4.9%, 0.4%, 0.7%, y 2%, respectivamente,

<sup>12</sup> Mientras las funciones de respuesta al impulso delinean los efectos de un choque para una variable endógena sobre otras variables en el VAR, la descomposición de la varianza separa la variación en una variable endógena en los choques componentes al VAR. Por consiguiente, la descomposición de la varianza proporciona información sobre la importancia relativa de cada innovación aleatoria al afectar las variables en el VAR.

Cuadro 9

## DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL PIB REAL

<i>Periodo</i>	<i>Error estándar</i>	<i>PIB real</i>	<i>Choque de oferta de petróleo</i>	<i>Choque de demanda de petróleo</i>	<i>Choque de demanda específico del petróleo</i>
1	0.009369	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.009705	93.20463	0.156556	1.419289	5.219524
3	0.011984	81.10716	4.147979	10.52971	4.215156
4	0.012127	79.22231	4.058926	11.56134	5.157421
5	0.013240	79.74182	4.338183	11.59270	4.327297
6	0.013353	78.51046	4.271593	11.93259	5.285358
7	0.013983	78.24095	4.646024	12.23443	4.878598
8	0.014050	77.59154	4.602327	12.51957	5.286565
9	0.014418	77.62504	4.768557	12.56058	5.045823
10	0.014463	77.23827	4.739356	12.72456	5.297810

Notas: ordenados según Cholesky: PIB real, choque de oferta de petróleo, choque de demanda agregada, choque de demanda específico del petróleo. Errores estándar: Monte Carlo (10,000 repeticiones).

Cuadro 10

## DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LA INFLACIÓN

<i>Periodo</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Inflación</i>	<i>Choque de oferta de petróleo</i>	<i>Choque de demanda agregada</i>	<i>Choque de demanda específico del petróleo</i>
1	0.007709	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.008434	86.18130	4.960546	0.368265	8.489888
3	0.008458	85.70174	4.943022	0.736347	8.618890
4	0.008461	85.64169	4.944264	0.763648	8.650395
5	0.008461	85.63743	4.944630	0.764876	8.653061
6	0.008461	85.63727	4.944652	0.764905	8.653176
7	0.008461	85.63726	4.944653	0.764906	8.653179
8	0.008461	85.63726	4.944653	0.764906	8.653179
9	0.008461	85.63726	4.944653	0.764906	8.653179
10	0.008461	85.63726	4.944653	0.764906	8.653179

Notas: ordenados según Cholesky: inflación, choque de oferta de petróleo, choque de demanda agregada, choque de demanda específico del petróleo. Errores estándar: Monte Carlo (10,000 repeticiones)

Cuadro 11

## DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL TIPO DE CAMBIO

<i>Periodo</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Tipo de cambio</i>	<i>Choque de oferta de petróleo</i>	<i>Choque de demanda agregada</i>	<i>Choque de demanda específico del petróleo</i>
1	0.010342	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.013682	72.77623	0.134163	26.04880	1.040805
3	0.013769	72.15912	0.330073	25.89110	1.619711
4	0.013852	71.65637	0.363733	26.30258	1.677315
5	0.013856	71.61108	0.374977	26.31525	1.698693
6	0.013859	71.59109	0.376627	26.33037	1.701910
7	0.013859	71.58838	0.377111	26.33163	1.702883
8	0.013859	71.58751	0.377199	26.33224	1.703057
9	0.013859	71.58736	0.377222	26.33232	1.703103
10	0.013859	71.58732	0.377226	26.33234	1.703112

Notas: ordenados según Cholesky: tipo de cambio, choque de oferta de petróleo, choque de demanda agregada, choque de demanda específico del petróleo. Errores estándar: Monte Carlo (10,000 repeticiones)

Cuadro 12

## DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LA TASA DE INTERÉS

<i>Periodo</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Tasa de interés</i>	<i>Choque de oferta de petróleo</i>	<i>Choque de demanda agregada</i>	<i>Choque de demanda específico del petróleo</i>
1	1.431336	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.508329	90.05159	0.299485	3.741150	5.907780
3	1.515037	89.34945	0.700266	4.060880	5.889403
4	1.515576	89.28714	0.702346	4.088828	5.921682
5	1.515612	89.28372	0.702437	4.090737	5.923102
6	1.515615	89.28345	0.702443	4.090998	5.923106
7	1.515615	89.28342	0.702443	4.091028	5.923107
8	1.515615	89.28342	0.702443	4.091032	5.923108
9	1.515615	89.28342	0.702443	4.091032	5.923108
10	1.515615	89.28342	0.702443	4.091032	5.923108

Notas: ordenados según Cholesky: tasa de interés, choque de oferta de petróleo, choque de demanda agregada, choque de demanda específico del petróleo. Errores estándar: Monte Carlo (10,000 repeticiones).

Cuadro 13

**DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL DÉFICIT DE CUENTA  
CORRIENTE**

<i>Periodo</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Déficit de cuenta corriente</i>	<i>Choque de oferta de petróleo</i>	<i>Choque de demanda agregada</i>	<i>Choque de demanda específico del petróleo</i>
1	0.436645	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.484645	95.49759	1.885092	1.273898	1.343424
3	0.494444	94.38356	2.194169	1.514285	1.907980
4	0.496307	94.12907	2.275173	1.557974	2.037782
5	0.496634	94.08317	2.290263	1.564048	2.062518
6	0.496689	94.07540	2.293006	1.564866	2.066730
7	0.496698	94.07414	2.293472	1.564974	2.067418
8	0.496700	94.07393	2.293550	1.564989	2.067529
9	0.496700	94.07390	2.293563	1.564991	2.067547
10	0.496700	94.07389	2.293565	1.564992	2.067550

Notas: ordenados según Cholesky: déficit de cuenta corriente, choque de oferta de petróleo, choque de demanda agregada, choque de demanda específico del petróleo. Errores estándar: Monte Carlo (10,000 repeticiones).

de los movimientos en cada variable para el tercer trimestre. De manera general, se muestra que este choque tiene el efecto más pequeño toda vez que responde por sólo un porcentaje pequeño de la variación en las diferentes variables macroeconómicas.

En relación con el efecto del choque de demanda agregada sobre el PIB real, la inflación, el tipo de cambio, la tasa de interés y el déficit de cuenta corriente, la descomposición de la varianza destacó que este choque contribuyó al 10.5%, 0.7%, 26%, 4% y 1.5%, respectivamente, de los movimientos para el tercer trimestre. A pesar de los resultados obtenidos de la respuesta al impulso, de la que se infiere una eventual aceleración en la inflación, la descomposición de la varianza indica la importancia nimia del choque para la inflación y el déficit de cuenta corriente.

Para el choque de demanda específico de petróleo, las descomposiciones de varianza demostraron que el 5.2%, 8.5%, 1.6%, 6% y 2% de los movimientos en el PIB real, la inflación, el tipo de cambio, la tasa de interés y el déficit de cuenta corriente, respectivamente, puede atribuirse a este choque dentro de los primeros tres trimestres. De los resultados se deduce la importancia relativamente alta de este choque para la inflación en el marco de la economía de Jamaica.

## 6. CONCLUSIÓN

Dada la exposición de la economía de Jamaica a los choques de los precios del petróleo, se consideró relevante realizar un análisis del efecto de estas perturbaciones sobre los principales indicadores. Además, reconociendo que los aumentos en los precios del petróleo podían provenir de acontecimientos relacionados con la demanda y la oferta, los choques fueron descompuestos con el propósito de entender el efecto de diversos choques de petróleo sobre la economía de Jamaica.

Los efectos de los choques sobre las variables macroeconómicas de Jamaica varían de acuerdo con la clase de choque. Los cambios en los precios del petróleo derivados de una demanda agregada mundial por lo general conducen a una mejora en las variables macroeconómicas, en particular del PIB real. Sin embargo, los mayores precios de petróleo derivados de un choque en el aprovisionamiento mundial de petróleo crudo o porque se percibe una amenaza a los suministros futuros de petróleo (generando especulación en la demanda) en su mayoría han causado un deterioro global de la economía de Jamaica, contribuyendo a una aceleración de la inflación y a un déficit de cuenta corriente potencialmente más alto. Es de mencionar que el efecto de los choques del precio del petróleo en la macroeconomía jamaicana no tiene en su mayoría consecuencias permanentes. Este hallazgo pudiera asociarse con la dependencia relativa del petróleo, la cual se refleja en una demanda bastante inelástica para el producto. Con estas conclusiones, sería útil estudiar el efecto de los choques de

precios de materias primas agrícolas sobre las variables macroeconómicas internas a fin de determinar si los resultados se mantienen para todas las materias importadas.

## Bibliografía

- Bank of Jamaica Annual Report 2001*, n.d.
- Bank of Jamaica Annual Report 2004*, s.d.
- Bank of Jamaica Annual Report 2008*, s.d.
- Barsky, R., y L. Kilian (2002), “Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative”, *NBER Macroeconomics Annual 2001*, pp. 137-183.
- Barsky, R., y L. Kilian (2004), “Oil and the Macroeconomy since the 1970s”, *Journal of Economic Perspectives*, pp. 155-134.
- Baumeister, C., G. Peersman y R.I. Van (2010), “The Economic Consequences of Oil Shocks: Differences across Countries and Time”, en Renée Fry, Callum Jones y Christopher Kent (eds.), *Inflation in an Era of Relative Price Shocks*, RBA Annual Conference Volume. Reserve Bank of Australia.
- Bernanke, B., M. Gertler, y M. Watson (1997), “Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 91-157.
- Burger, J. D., A. Rebucci, F. Warnock y V. Warnock (2010), *External Capital Structures and Oil Price Volatility*, NBER Working Papers, núm. 16052.
- Chuku, C. A., N. R. Sam y E. L. Effiong (2011), “Oil Price Shocks and the Dynamics of Current Account Balances in Nigeria”, *OPEC Energy Review*, pp. 119-139.
- Hamilton, J. (1983), “Oil and the Macroeconomy since World War II”, *Journal of Political Economy*, pp. 228-248.
- Hamilton, J. (1996), “This Is What Happened to the Oil-macroeconomy Relationship”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 38, No. 2, pp. 215-220.
- International Energy Agency World Energy Outlook 2012*, s. d.
- Kilian, L. (2008), “Exogenous Oil Supply Shocks: How Big Are They and How Much Do They Matter for the U.S. Economy?”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 90, pp. 216-240.
- Kilian, L. (2009), “Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market”, *American Economic Review*, Vol. 99, pp. 1053-1069.

- Kilian, L., A. Rebucci y N. Spatafora (2009b), "Oil Shocks and External Balances", *Journal of International Economics*, pp. 181-194.
- McFarlane, L. (2002), *Consumer Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Jamaica*, Bank of Jamaica.
- McFarlane, L. (2009), *Time-varying Exchange Rate Pass-through: An Examination of Four Emerging Market Economies*, Bank of Jamaica.
- Ozlale, U., y D. Pekkurnaz (2010), "Oil Prices and the Current Account: A Structural Analysis for the Turkish Economy", *Energy Policy*, pp. 4489-4496.
- Peersman, G., y I. Van Robays (2009), *Cross-country Differences in the Effects of Oil*, Ghent University Working Paper.
- Sims, C., y T. Zha (1999), "Error Bands for Impulse Responses", *Econometrica*.
- Williams, K. (2007), *The International Oil Market: An Application of the Three Agent Model*.



*Domingo Rodríguez Benavides  
Ignacio Perrotini Hernández  
Miguel Ángel Mendoza González*

## Crecimiento económico y convergencia en América Latina, 1950-2010

### **Resumen**

*Nuestro análisis del crecimiento de largo plazo de las economías latinoamericanas y de la hipótesis de convergencia condicional del PIB per cápita, con respecto a dos tipos de economía líder, muestra evidencia mixta de convergencia económica en el periodo entre 1950 y 1990, y de convergencia condicional hacia el promedio de la región y con respecto a Estados Unidos en el periodo entre 1990 y 2010. Las pruebas de segunda generación empleadas toman en cuenta la posibilidad de que las unidades presenten dependencia de sección cruzada en paneles heterogéneos.*

*Palabras clave: modelos econométricos, crecimiento económico, economías latinoamericanas, Estados Unidos, PIB per cápita.*

*Clasificación JEL: C13, F44, C54.*

---

D. Rodríguez B., Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional (domr@economia.unam.mx); I. Perrotini H., División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía, UNAM (iph@unam.mx); M. A. Mendoza G., División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía, UNAM (mendozag@unam.mx).

## Abstract

Latin America's long-run economic growth is dealt with to prove conditional convergence in per capita GDP for two types of leading economies. Mixed empirical evidence in favor of economic convergence is found for the period 1950-1990, while conditional convergence toward both a region's average and the US economy is shown to exist in the period 1990-2010. The possibility for units to exhibit cross-section dependency in heterogeneous panels is taken into account by the second generation tests here applied.

Keywords: Econometric models, economic growth, Latin American economies, United States, per capita GDP.

JEL classification: C13, F44, C54.

## 1. INTRODUCCIÓN

El crecimiento económico de largo plazo de América Latina (AL) puede dividirse por lo menos en dos subperiodos claramente identificables. Al primer subperiodo que corresponde a los años de 1950 a 1980, se le conoce como los años dorados y por lo general se dice que AL era una de las regiones más desarrolladas fuera del mundo industrial (Elson, 2005), con un potencial de crecimiento muy parecido al de España, Italia y Corea del Sur (Barboni y Treibich, 2010). Sin embargo, todo indica que el potencial no se pudo consolidar por factores políticos, religiosos y de calidad del capital humano, que tuvo como consecuencia un proceso de divergencia con respecto a las economías de referencia (Barboni y Treibich, 2010).

Con la crisis de 1981-1982 se inició la llamada *década perdida* en AL, que se caracterizó por un bajo crecimiento; en los años noventa el crecimiento promedio no fue alto y en los siguientes 10 años (2000-2010) se observó un crecimiento más elevado combinado con una mayor variabilidad (Solimano y Soto, 2003).

Para esta última etapa de crecimiento de largo plazo en AL, la discusión sobre los procesos de convergencia o divergencia presenta conclusiones diversas. Los trabajos de Astorga, Bergés y Fitzgerald (2005) y Astorga (2010) concluyen que si se analiza el

comportamiento de seis países de AL (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela) en el último siglo (1900-2000), se encuentra que tienden a la convergencia económica y social debido principalmente al símil en sus patrones de industrialización, urbanización y provisión pública. Estos autores también afirman que los otros países de la región no experimentan un proceso de convergencia y que las principales fuentes del crecimiento económico se concentran en la acumulación de la inversión y de capital humano. Martín-Mayoral (2010), a su vez, estudia las disparidades entre los países de América del Sur, América Central sin Belice y de América del Norte (sin Estados Unidos y Canadá) durante el periodo de 1950-2008; sus resultados muestran un proceso de convergencia lento hasta 1985; posterior a ello se presenta un proceso de convergencia condicional acelerado con estados estacionarios diferentes, que se explica principalmente por la tasa de ahorro a inversión, el gasto público y la apertura comercial.

Para un periodo acotado, de 1980 a 2010, caracterizado por momentos de bajo crecimiento, crisis de deuda, reformas estructurales, cambios de paradigma y globalización, Barrientos (2007) plantea que es mucho más adecuado hablar de por lo menos tres grupos de países: el grupo de países con *buenas instituciones* (conformado por Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, México y Uruguay), que sufre graves consecuencias en la crisis de la deuda, pero posterior a ello tiende a tasas de crecimiento mayor; el grupo *difícil* con instituciones débiles (conformado por Bolivia, Ecuador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Paraguay, Perú, El Salvador y Venezuela), que muestra malos resultados económicos y sociales y, finalmente, el grupo *vulnerable* (conformado por las Bahamas, Barbados, Belice, Cuba, Dominica, la República Dominicana, Guyana, Haití, Jamaica, Panamá, Puerto Rico, St. Kitts y Nevis, Santa Lucía, San Vicente y las Granadinas, y Trinidad y Tobago). Desde el punto de vista de la convergencia sigma, no existen elementos para concluir convergencia o divergencia de todos los países, aunque para el grupo de *buenas instituciones* se encontró un proceso de convergencia hasta 1990 y de

divergencia posterior a ese año. Varios países del grupo *difícil* presentan gran dispersión del PIB por habitante y tasas negativas de crecimiento económico; el grupo *vulnerable*, que es más homogéneo y con una dispersión de PIB muy baja, mantuvo episodios de convergencia durante 1970-1995, divergencia en 1995-1999 y posterior a ello convergencia de nuevo. Con el análisis de convergencia absoluta y condicional, los resultados de Barrientos (2007) muestran que para el periodo 1980-2010 el grupo de *buenas instituciones* converge en sentido absoluto en un 2% y condicional en un 3.6%; el grupo *difícil* muestra convergencia absoluta y condicional en un 0.7% y un 5.7% respectivamente; y el grupo *vulnerable* en 6%, para la convergencia absoluta. La conclusión es que los factores externos fueron los determinantes en la explicación del patrón de convergencia entre los países de cada uno de los grupos.

Holmes (2006), Cermeño y Llamosa (2007), Escobari (2011), y Rodríguez *et al.* (2012) utilizan el concepto y los métodos de convergencia estocástica, de raíz unitaria o de cointegración para analizar procesos de convergencia comparando economías líderes dentro y fuera de América Latina. Holmes (2006) evalúa la hipótesis de convergencia en ocho países de América Latina para el periodo de 1900-2003, utiliza la metodología de cambio de régimen markoviano y define los conceptos de convergencia parcial (cambio de régimen estacionario a no estacionario) y de convergencia variada (grado de persistencia). Con esta metodología encontró la existencia de un cambio de un proceso estacionario o de convergencia hacia otro no estacionario o divergente, que también se puede identificar como la existencia de dos regímenes estacionarios diferentes. Cermeño y Llamosa (2007) utilizan el enfoque de Bernard y Durlauf (1995) para analizar posibles procesos de convergencia de Argentina, Brasil, Canadá, Chile, Estados Unidos y México para el periodo de 1950 a 2000. Tanto la versión restricta como la irrestricta, o de convergencia absoluta y condicional respectivamente, del análisis de cointegración para la comparación de los países de AL y Estados Unidos no arrojaron evidencia fuerte, aunque sí débil, para el caso de las comparaciones

entre: Argentina y Estados Unidos; Chile y Estados Unidos; y Brasil y Argentina.

El trabajo de Escobari (2011), para 19 países y el periodo de 1945 a 2000, aplica análisis de raíz unitaria y compara pares de países con la misma metodología empleada por Bernard y Durlauf (1995). Así, identifica un proceso de convergencia entre la República Dominicana y Paraguay. Cuando consideró grupos de países, muestra que hay más evidencia de convergencia entre las economías de América Central y el Caribe que entre las economías de América del Sur. Finalmente, el estudio de Rodríguez *et al.* (2012) sobre la hipótesis de convergencia para 17 países de América Latina con la economía de Estados Unidos, para el periodo de 1970 a 2010, utiliza pruebas de raíz unitaria y de cointegración en panel. Ellos concluyen que no existe evidencia de un proceso de convergencia absoluta pero sí de convergencia condicional.

En este artículo se presenta un análisis del patrón de crecimiento económico de largo plazo de los países latinoamericanos de acuerdo con las hipótesis de convergencia absoluta y condicional en el PIB *por habitante* con respecto a dos tipos de economía líder: el promedio de la región y Estados Unidos. Para probar las hipótesis de convergencia se aplicaron pruebas de cointegración y de raíz unitaria en panel de primera y segunda generación para el periodo 1950-2010. Las pruebas de segunda generación, como las de Maddala y Wu (1999) y de Pesaran (2007), tienen la ventaja de eliminar los supuestos de homogeneidad de las raíces y de independencia entre las unidades de sección cruzada, supuestos que mantiene la mayoría de las pruebas de primera generación; por ejemplo, las de Pesaran y Smith (1995), Pesaran (1997) y Pesaran *et al.* (1999). Los resultados obtenidos muestran evidencia mixta no concluyente de convergencia económica en el periodo 1950-1990 y de convergencia condicional hacia el promedio de la región y con respecto a Estados Unidos en el periodo de apertura comercial de 1990-2010.

El artículo está estructurado de la siguiente manera: en la sección 2 esbozamos a grandes rasgos las pruebas empleadas

y presentamos una breve revisión de bibliografía empírica; en la sección 3 se presentan la metodología econométrica empleada y los datos; en la sección 4 se brindan los resultados de las pruebas econométricas efectuadas y, por último, en la sección 5 se enuncian las conclusiones.

## 2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

### 2.1 Especificación de las pruebas de convergencia absoluta y condicional

Baumol, Nelson y Wolff (1994) hacen una clasificación de las diferentes interpretaciones de convergencia más utilizadas en la literatura especializada: homogénea, emparejamiento (*catch-up*), brecha (*gap*), convergencia absoluta, convergencia explicada, convergencia asintótica y convergencia límite. Todas estas interpretaciones se pueden vincular con las conclusiones del modelo de crecimiento neoclásico para economías cerradas (Ramsey, 1928; Solow, 1956; Cass, 1965; y Koopmans, 1965) que predice que la tendencia de la tasa de crecimiento de la relación capital a trabajo ( $K/L$ ) está inversamente relacionada con su nivel inicial (Galindo y Malgesini, 1994).

Barro y Sala-i-Martin (2004), y Mankiw, Romer y Weil (1992) sustituyeron el concepto de convergencia absoluta de Baumol con el de convergencia condicional, como una respuesta a las múltiples críticas a la teoría del crecimiento endógeno y teniendo presente la regularidad económica internacional de los años noventa. La primera interpretación de este concepto es que la existencia de convergencia no depende únicamente de la relación capital a trabajo, sino también de otras condiciones económicas (capital humano, capital social, tecnología, políticas, etc.), con las cuales se pueda guiar el proceso de convergencia entre países. Para Sala-i-Martin (1997), la hipótesis de convergencia condicional también se puede entender como las condiciones que deben cumplir las economías para poder agruparlas y formar los grupos de convergencia.

En la mayoría de los estudios el concepto convergencia comúnmente empleado es el de convergencia  $\beta$ . Se dice que hay convergencia  $\beta$  absoluta entre países si existe una relación negativa entre la tasa de crecimiento del ingreso per cápita y el valor inicial del ingreso per cápita, lo cual implica que los países más pobres crecen a un ritmo más acelerado que los países ricos, de tal suerte que se alcanza el mismo equilibrio de largo plazo.

En el decenio de los noventa, la mayoría de los estudios se enfocaron en la relación entre la tasa de crecimiento del ingreso per cápita y diferentes medidas de estándares de vida en secciones cruzadas para investigar el proceso de crecimiento. Esos estudios se centraron en un modelo de la forma:

$$1 \quad g_i = \alpha X_i + \beta y_{i0} + \varepsilon_i,$$

donde  $g_i$  es la tasa de crecimiento del país,  $y_{i0}$  es el valor de la variable del país al comienzo del periodo de análisis,  $X_i$  incluye variables por país para controlar efectos específicos de cada uno de ellos y  $\varepsilon_i$  es el término de error. El valor inicial de la variable  $y_{i0}$  se incluye con la finalidad de probar la hipótesis de convergencia (Durlauf, 2000). De esta forma, si el valor de  $\beta$  resulta negativo en la ecuación 1, entonces existe convergencia  $\beta$ . En términos de la ecuación 1, una forma de probar la versión absoluta, o incondicional, de la convergencia consiste en excluir las variables de control específicas de cada país y verificar que el signo  $\beta$  sea negativo; mientras que una prueba de convergencia condicional se lleva a cabo incorporando las variables  $X_i$  de control (Barro y Sala-i Martín, 2004).

Distintos estudios han criticado la aplicación de los modelos de crecimiento de corte transversal para probar convergencia absoluta o condicional y en su lugar se han propuesto metodologías de panel compatibles con las inferencias de los modelos de crecimiento exógeno y endógeno (Bond *et al.*, 2010).<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Al igual que Bond *et al.* (2010), en el presente artículo utilizamos

Por ejemplo, Bernard y Durlauf (1995) afirman que una vez que este análisis se aplica a un conjunto de datos de países por medio de un modelo correctamente especificado con múltiples estados estacionarios, entonces un coeficiente  $\beta$  negativo para toda la muestra puede atribuirse a una submuestra de esos países que converjan al grupo específico de estados estacionarios. Adicionalmente, Quah (1993, 1996a, 1996b, 1997) sugiere que estas pruebas sobre la hipótesis de convergencia sufren de la falacia de Galton, es decir, que una vez que regresamos las tasas de crecimiento a sus valores iniciales, un coeficiente  $\beta$  negativo se debe a una reversión hacia la media, lo cual no necesariamente implica convergencia.

La gran mayoría de estudios que han utilizado la ecuación 1 han tendido a ignorar los patrones subyacentes de heterogeneidad en los datos al utilizar un modelo de regresión idéntico para todos los países en la muestra. Algunos de ellos usan variables ficticias para América Latina o para África subsahariana con el fin de considerar las diferencias en el proceso de crecimiento para esos grupos de países. Sin embargo, esto no es suficiente para registrar las medidas estadísticas de los grupos en el conjunto de datos. Al respecto, Bernard y Durlauf (1994 y 1995) evalúan la posibilidad de convergencia utilizando el siguiente modelo:

$$2 \quad y_{it} = \alpha_{ij} + \beta y_{jt} + \varepsilon_{ijt},$$

donde  $y_{it}$  es el ingreso por persona del país en cuestión;  $y_{jt}$  es el ingreso por persona del país líder o de referencia;  $\alpha_{ij}$  es una constante que denota diferencias permanentes entre las dos

---

los estimadores propuestos por Pesaran y Smith (1995), Pesaran (2007) y Pesaran *et al.* (1999). La diferencia entre la especificación de Bond *et al.* (2010) y la nuestra estriba en que el propósito de aquella es analizar cómo afecta la acumulación del capital al crecimiento, no realiza estimaciones para América Latina y no utiliza los estimadores mencionados para probar convergencia, mientras que la especificación utilizada aquí se aplica a la prueba de convergencia para los países de América Latina.

economías (Cermeño y Llamosas, 2007). Si hay convergencia, las diferencias entre dos países tenderán a reducirse con el tiempo, es decir, se requiere que  $\alpha_{ij}=0$  para que las diferencias se hayan eliminado por completo (convergencia absoluta). De no cumplirse lo anterior, se tenderá a un determinado nivel diferenciado (convergencia condicional). De esta manera, el cumplimiento de la hipótesis de convergencia absoluta requiere que  $\beta=1$  y  $\alpha_{ij}=0$ . Si  $\alpha_{ij}\neq 0$  entonces hay evidencia de convergencia condicional.

Si se cumple la convergencia absoluta, entonces una forma sencilla y directa de probarla sería obtener la diferencia entre el ingreso por persona del país en cuestión y el ingreso por persona del país líder o de referencia, ambos en logaritmos naturales:

$$3 \quad y_{it} - y_{jt} = \varepsilon_t.$$

A partir de esta serie, la hipótesis nula de no convergencia se puede formular como:

$$4 \quad H_0: y_{it} - y_{jt} = I(1), \quad \forall i = 1, \dots, N.$$

Lo anterior se puede realizar mediante las pruebas de raíz unitaria. A esta versión de la prueba se le conoce como la versión restringida. De acuerdo con Cheung y García (2004), probar la hipótesis nula establecida en la ecuación 4 puede sesgar los resultados hacia la aceptación de la hipótesis de no convergencia debido al reducido poder de las pruebas de raíz unitaria, por lo que Cheung y García proponen evaluar la hipótesis de convergencia de la siguiente manera:

$$5 \quad H_0: y_{it} - y_{jt} = I(0), \quad \forall i = 1, \dots, N.$$

Si no es posible rechazar las ecuaciones 4 y 5 al mismo tiempo, los datos no pueden proveer evidencia para aceptar o rechazar la hipótesis de convergencia.

Por lo que respecta a la versión irrestricta de la prueba, esta no se supone *a priori* y se emplea el modelo de la ecuación 2 para

estimar los parámetros  $\alpha_{ij}$  y  $\beta$ . En esta versión de la prueba la hipótesis de no convergencia se evalúa aplicando la prueba de raíz unitaria sobre los errores estimados en este modelo. Con este enfoque, la hipótesis nula establece que no hay cointegración entre los ingresos por persona del país que se estudia con respecto a la economía líder. Además, esta versión de la prueba tiene la ventaja de que es posible determinar si la constante es significativa y, por lo tanto, puede mostrar evidencia de convergencia condicional, así como verificar si el vector  $(1, -1)$  del modelo restringido se cumple o no.

La prueba planteada en la ecuación 3 para demostrar la hipótesis de convergencia entre dos países se puede extender para un modelo de panel que comprenda un conjunto de países de la siguiente forma:

$$6 \quad D_1 y_{it} = y_{it} - y_{it} ,$$

donde  $y_{it}$  es el ingreso per cápita del país  $i$  en el momento  $t$ ; y  $y_{it}$  es el ingreso per cápita del país líder en el tiempo  $t$ , ambos en logaritmos. En consecuencia, la hipótesis de convergencia entre dos economías se puede probar por medio del análisis de integración y cointegración en panel cuando los ingresos por habitante de ambos países no son estacionarios (Díaz *et al.*, 2009), lo cual se puede llevar a cabo aplicando distintas pruebas de raíz unitaria en panel al conjunto de series resultante de la ecuación 6.

Una versión menos restrictiva de la ecuación 6 es la extensión de la ecuación 2 al modelo de panel de la siguiente forma:

$$7 \quad \begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \beta y_{jt} + v_{it} \\ D_2 y_{it} &= y_{it} - \alpha_i - \beta y_{jt} = v_{it} . \end{aligned}$$

De esta manera, el modelo 7 provee una estimación de la pendiente para el panel en conjunto, lo cual permite probar la hipótesis de convergencia para grupo de países incorporados en el panel, ya que, como se muestra más adelante, de acuerdo

con el método de estimación de Pesaran, Shin y Smith (1999) para paneles cointegrados es posible estimar el parámetro  $\beta$  para el panel en conjunto y un coeficiente de velocidad de ajuste para cada una de las unidades consideradas. En caso de que el PIB per cápita de los países considerados en la muestra y del considerado como economía líder estén cointegrados, entonces será posible consignar al mismo tiempo una relación de largo plazo homogénea para todo el panel y la forma en la que responde cada una de las unidades a tal relación.

## 2.2 Bibliografía sobre convergencia

Evans (1997) demuestra que cuando se incorporan variables de control en la ecuación 1, a pesar de que estas controlan el 90% de la varianza de los valores del PIB per cápita en el estado estacionario, el límite de probabilidad del estimador de mínimos cuadrados del coeficiente en el ingreso inicial (que es el indicador de convergencia) es aproximadamente igual a la mitad de su verdadero valor. Por esta razón no es conveniente realizar inferencias empleando este tipo de regresiones.

Entre los estudios que han empleado técnicas de series de tiempo, destacan los siguientes: Linden (2000) estudia el conjunto de países de la OCDE; al aplicar las pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentada (ADF) y de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) por pares, halla convergencia sólo para Noruega, Suecia y Reino Unido. Amabley Juillard (2000) al aplicar las mismas pruebas para una muestra de 53 países, encuentran que la prueba ADF casi nunca confirmó convergencia, excepto en los casos de Dinamarca y Alemania. Camarero, Flôres y Tamarit (2002), al estudiar los países que conforman el Mercosur mediante pruebas ADF por pares y de modelos de panel, hallan evidencia de convergencia en algunos países. Easterly, Fiess y Lederman (2003) analizan la hipótesis de convergencia entre México y Estados Unidos con la prueba de Johansen y encuentran evidencia de convergencia condicional. Por último, Cheung y Pascual (2004) analizan el caso del Grupo de los Siete (G7) por medio de las pruebas ADF por pares y de estudios

de panel; la evidencia mostrada por ellos es que la prueba ADF por pares no confirma convergencia.

Cermeño y Llamosas (2007) emplean tanto la versión restringida como la irrestricta del modelo 2 para probar la hipótesis de convergencia del PIB per cápita de seis países emergentes con respecto a Estados Unidos. Con tal fin, realizan pruebas de cointegración bajo posible cambio estructural según el enfoque de Gregory y Hansen (1996). Sus resultados sugieren que en la mayoría de los casos no se encuentra evidencia a favor de convergencia en presencia de cambio estructural, y que las brechas de ingreso per cápita de los países considerados con respecto a Estados Unidos son compatibles con procesos de no convergencia.

### 3. METODOLOGÍA ECONOMETRICA Y DATOS

#### 3.1 Pruebas de raíz unitaria en panel

Las pruebas de raíz unitaria en panel son similares, pero no idénticas, a las pruebas de raíz unitaria llevadas a cabo sobre una serie en particular. En esta sección describimos brevemente las dos pruebas de raíz unitaria en panel empleadas en este trabajo.

Maddala y Wu (1999, MW en lo subsecuente) sostienen que surgen varias dificultades en la prueba Im-Pesaran-Shin (IPS) al relajar el supuesto de homogeneidad de la raíz por medio de las unidades.<sup>2</sup> MW sugieren el uso de una prueba de tipo Fisher, la cual se construye a partir de la combinación de los valores  $p$  (denotados por  $\pi_i$ ) del estadístico de la prueba de raíz unitaria en cada una de las secciones cruzadas. El estadístico de prueba de MW,  $\lambda$ , está dado por:

---

<sup>2</sup> El supuesto de homogeneidad implica que todas las raíces individuales son iguales, por lo que se ha de suponer  $(\alpha_i = \alpha = 0, \forall i)$ , mientras que el supuesto de heterogeneidad indica que todas las raíces son diferentes, pero para que exista convergencia se debe cumplir  $(\alpha_i = 0, \forall i)$ .

8

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln \pi_i ,$$

el cual se distribuye como una  $\chi^2(2N)$  bajo la hipótesis nula de independencia de sección cruzada. De igual forma, Breitung (2000) argumenta que las pruebas IPS pierden potencia al incorporar tendencias individuales. Una de las ventajas de la prueba de Maddala y Wu (1999) es que su valor no depende de los diferentes rezagos incorporados en las regresiones individuales para obtener cada uno de los estadísticos ADF.

Como en el caso de la mayoría de las pruebas ADF, ambas pruebas IPS y MW, descansan sobre el supuesto de que las unidades de sección cruzada son independientes. La prueba de raíz unitaria en panel de segunda generación que empleamos en este trabajo es la de Pesaran (2007),<sup>3</sup> quien propuso la prueba CIPS, cuyo estadístico de prueba es la media de sección cruzada de la medida estadística  $t$  de los coeficientes de mínimos cuadrados ordinarios de  $y_{it-1}$  en la regresión CADF (*cross-sectionally* ADF) individual para cada unidad del panel. Las regresiones CADF corresponden con la prueba ADF donde se incorporan como regresores los promedios de sección cruzada de los niveles y rezagos de las primeras diferencias de las series individuales. De esta forma las regresiones son del tipo:

9

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \lambda_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \eta_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + e_{it} .$$

En esta prueba la hipótesis nula ( $\alpha_i = 0, \forall i$ ) es que todas las unidades en el panel poseen una raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad en varianza en por lo menos alguna de ellas.

---

<sup>3</sup> Esta prueba toma en cuenta la posibilidad de que las unidades en el panel sean dependientes.

### 3.2 Pruebas de cointegración en panel de Kao (1999)

Las pruebas propuestas por Kao (1999) son del tipo ADF similares al enfoque estándar uniecuacional adoptadas en el procedimiento de Engle y Granger de dos pasos. En el caso que aquí nos ocupa, el procedimiento consiste en estimar el siguiente modelo de regresión en panel:

$$10 \quad y_{it} = \alpha_i + \delta_i z_{it} + \beta y_{it} + \varepsilon_{it},$$

donde se asume que  $y_{it}$  y  $y_{it}$  son no estacionarios y que  $z_{it}$  es una matriz de componentes deterministas. Con los residuos de este modelo, se estima el siguiente modelo:

$$11 \quad \widehat{e}_{it} = \rho \widehat{e}_{i,t-1} + v_{it},$$

donde  $\widehat{e}_{it} = (y_{it} - \alpha_i - \delta_i z_{it} - \beta y_{it})$ . En este caso, se intenta probar la hipótesis nula de no cointegración,  $H_0: \rho = 1$ , en la ecuación 11, contra la hipótesis alternativa en que  $y_{it}$  y  $y_{it}$  están cointegradas, es decir, que  $H_1: \rho < 1$ . Kao desarrolló cuatro pruebas tipo Dickey-Fuller (DF) que se limitan únicamente al caso de efectos fijos. Dos de las pruebas de Kao asumen fuerte exogeneidad de los regresores y los errores en la ecuación 10 y se denotan por  $DF_p$  y  $DF_t$ , mientras que las otras pruebas, que no son paramétricas, hacen correcciones por alguna relación endógena y se denotan por  $DF_p^*$  y  $DF_t^*$ . Las cuatro pruebas incluyen correcciones no paramétricas para la posibilidad de que exista correlación serial, debido a que la ecuación 11 involucra una regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de  $\widehat{e}_{it}$  sobre un solo valor rezagado de  $\widehat{e}_{it}$ .

Como alternativa, Kao también propuso una prueba que extiende la ecuación 11 con la inclusión de diferencias rezagadas en los residuos. Así, como parte del procedimiento de estimación, obtiene una versión ADF de su prueba sobre la existencia de correlación serial. Todas las pruebas se distribuyen asintóticamente según la distribución normal estándar. Es importante destacar que las versiones de la prueba de Kao imponen homogeneidad en el coeficiente de la pendiente  $\beta$ ,

es decir, no se permite que varíe entre los individuos que conforman el panel.

### **3.3 Métodos de estimación en panel para variables cointegradas**

Para los modelos de cointegración en panel las propiedades asintóticas de los estimadores de los coeficientes de los modelos de regresión y las pruebas estadísticas asociadas son diferentes de las estimadas por los modelos de cointegración de series de tiempo (Baltagi, 2008).

Algunas de esas diferencias se han puesto de manifiesto en trabajos recientes en Kao y Chiang (2000), Phillips y Moon (1999), Pedroni (1999, 2000, 2004) y Mark y Sul (2003). Los modelos de cointegración en panel están diseñados para estudiar relaciones de largo plazo típicamente encontradas en datos macroeconómicos y financieros. Tales relaciones de largo plazo con frecuencia son postuladas por la teoría económica y la teoría financiera; este es el principal interés para estimar los coeficientes de regresión y probar si se satisfacen o no las restricciones teóricas. Phillips y Moon (1999) y Pedroni (2000) proponen un estimador modificado (FM), el cual puede ser visto como una generalización del estimador de Phillips y Hansen (1990), mientras que Kao y Chiang (2000) proponen un método alternativo que se basa en el estimador de mínimos cuadrados dinámicos, que tiene como punto de partida los trabajos de Saikkonen (2001) y Stock y Watson (1993).

#### ***3.3.1 El estimador de la media del grupo***

Con la finalidad de probar la hipótesis de convergencia para países de América Latina, empleamos los estimadores propuestos por Pesaran, Shin y Smith (1999), quienes sugieren dos estimadores diferentes con el fin de resolver el posible sesgo atribuible a la heterogeneidad de pendientes en los modelos de panel dinámicos. Esos estimadores son el grupo de medias (*mean group*, MG) y el estimador de medias agrupadas (*pooled mean group*, PMG).

El estimador MG permite obtener parámetros de largo plazo para el panel a partir de un promedio de los parámetros de largo plazo de modelos de rezagos distribuidos (ADRL) para las unidades o individuos (Asteriou y Hall, 2007). Por ejemplo, si el ADRL es el siguiente:

$$12 \quad y_{i,t} = a_i + \gamma_i y_{i,t-1} + \beta_i x_{i,t} + e_{i,t}.$$

Entonces, el parámetro de largo plazo,  $\theta_i$ , para el individuo o unidad  $i$  es:

$$13 \quad \theta_i = \frac{\beta_i}{1 - \gamma_i}.$$

En tanto, los estimadores para el panel en su conjunto estarán dados por:

$$14 \quad \hat{\theta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \theta_i, \quad \hat{a} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i.$$

Es posible mostrar que el estimador MG con un número suficientemente grande de rezagos provee estimadores superconsistentes de los parámetros de largo plazo aun cuando los regresores tengan orden de integración igual a uno (Pesaran, Shin y Smith, 1999). Los estimadores MG son consistentes y tienen distribuciones normales asintóticas para  $N$  y  $T$  suficientemente grandes. Sin embargo, para muestras en las cuales  $T$  es pequeño, el estimador MG es sesgado y puede conducir a inferencias erróneas, por lo que en estos casos se recomienda utilizarlo con cautela.

### 3.3.2 El estimador agrupado de medias

Pesaran y Smith (1995) muestran que, a diferencia de los modelos estáticos, los modelos de panel agrupados dinámicos heterogéneos generan estimadores que son inconsistentes aún en

muestras grandes. Baltagi y Griffin (1997) argumentan que el beneficio en términos de eficiencia de la agregación de los datos supera a la pérdida debida al sesgo inducido por la heterogeneidad. Pesaran y Smith (1995) observan que es improbable que la especificación dinámica sea común a todas las unidades, que es al menos concebible que los parámetros de largo plazo del modelo puedan ser comunes; proponen realizar la estimación promediando los parámetros estimados individuales o agrupando los parámetros de largo plazo, si los datos lo permiten, y estimar el modelo como un sistema. Pesaran, Shin y Smith (1999) se refieren a este método como el estimador de medias agrupado (PMG), el cual combina la eficiencia de la estimación agrupada al mismo tiempo que evita el problema de la inconsistencia proveniente de la agrupación de relaciones dinámicas heterogéneas.

El PMG se encuentra en una posición intermedia entre el MG (en el cual se permite que tanto las pendientes como los interceptos varíen entre las unidades) y el modelo clásico de efectos fijos (en el cual las pendientes son fijas y los interceptos varían entre las unidades). En el cálculo del estimador PMG, sólo se restringe a los coeficientes de largo plazo a ser los mismos entre las unidades, mientras que se permite que los coeficientes de corto plazo varíen entre estas.

En términos más precisos, la especificación sin restricciones del sistema ADRL de ecuaciones es la siguiente:

$$15 \quad y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \lambda \delta'_{ij} x_{i,t-j} + \varepsilon_{it},$$

donde  $x_{i,t,j}$  es un vector de variables explicativas y  $\mu_i$  representa los efectos fijos. En principio el panel puede estar desequilibrado y  $p$  y  $q$  pueden variar entre las unidades. Este modelo puede ser reparametrizado como un modelo de vectores de corrección de errores (VECM):

$$\Delta y_{it} = \theta_i (y_{i,t-1} - \beta' x_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \phi'_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_{it},$$

donde las  $\theta_i$  son los parámetros de corto plazo para cada una de las unidades, y  $\beta$  es el parámetro de corto plazo, común para todas ellas. La estimación puede llevarse a cabo por MCO, imponiendo y probando restricciones de sección cruzada sobre  $\beta$ . No obstante, este procedimiento podría ser ineficiente en la medida que este deja de lado la covarianza contemporánea residual. Dado lo anterior, un estimador podría computarse con el método SUR de Zellner, que es una forma de mínimos cuadrados generalizados factibles. Sin embargo, el procedimiento SUR de estimación sólo es posible si  $N < T$ , razón por la cual Pesaran, Shin y Smith (1999) sugieren emplear el método de máxima verosimilitud.

#### 4. RESULTADOS

En primer lugar, averiguamos la posible presencia de raíz unitaria en la diferencia del ingreso por habitante de cada país con respecto a cada uno de los dos indicadores considerados como la *economía líder*: el PIB per cápita de Estados Unidos y el PIB per cápita promedio de la región. En el cálculo de este último se incluye al PIB per cápita de Estados Unidos. Con tal fin, aplicamos las pruebas de Maddala y Wu (1999) y de Pesaran (2007), con distintos rezagos, a  $Dy_{it}$ , como se estableció en la ecuación 6. Los resultados de la aplicación de la prueba de raíz se presentan en los cuadros 1 y 2 para los distintos periodos y para la muestra en su conjunto.

En el caso de la diferencia del PIB per cápita de cada país con respecto al de Estados Unidos, las pruebas de MW y de Pesaran efectuadas con tendencia y sin ella (ver el cuadro 1) señalan que tanto para la muestra total como para el primer subperiodo en ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en el panel considerado, por lo que en estos casos no hay signos de convergencia con respecto a este indicador en

los periodos de análisis. Para el segundo subperiodo la prueba de MW sin tendencia con cuatro rezagos y la prueba de Pesaran sin tendencia con uno y dos rezagos y con tendencia para los rezagos de uno a cuatro, se rechaza la hipótesis de la raíz unitaria, lo que sugiere algunos indicios de estacionariedad en la diferencia del PIB per cápita de cada país de América Latina con respecto al PIB per cápita de Estados Unidos y, por ende, de convergencia entre ambos indicadores para el subperiodo que corresponde al de apertura comercial.

En lo que respecta a las pruebas de MW y de Pesaran, con tendencia y sin ella, a la diferencia del PIB per cápita de cada país con respecto al PIB per cápita promedio de la región muestran un resultado similar tanto para la muestra total como para el primer subperiodo, en virtud de que en ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula de la raíz unitaria en el panel de esta variable (ver cuadro 2).

Para el segundo subperiodo la prueba de MW sin tendencia, sin rezagos y con un rezago, y la prueba de Pesaran con tendencia, con uno y dos rezagos, permiten rechazar la hipótesis de raíz unitaria, lo cual sugiere la presencia de algunos indicios de estacionariedad en la diferencia del PIB per cápita de cada país latinoamericano con respecto al PIB per cápita promedio de la región y, por tanto, de convergencia entre ambos indicadores para el segundo subperiodo 1990-2010. Lo mismo vale decir para las pruebas efectuadas con la diferencia del PIB per cápita de los países de la región con respecto al de Estados Unidos.

De esta manera, ambos indicadores construidos para comprobar la versión restringida de la prueba muestran evidencia de que únicamente en el segundo subperiodo hay indicios de comportamiento estacionario en dichos indicadores. Esto implica que únicamente en el segundo subperiodo correspondiente a la etapa de apertura comercial se presentó el proceso de convergencia de los países de América Latina considerados con respecto a Estados Unidos y al promedio de la región.

Una vez verificada la posible presencia de convergencia, tanto en la muestra total como en los subperiodos de acuerdo con la versión de la prueba restringida, aplicamos las pruebas de raíz

Cuadro 1

**PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA EN PANEL PARA  $D_t y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ ,  
CON RESPECTO A ESTADOS UNIDOS:  
MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS**

Rezagos	<i>Maddala y Wu (1999)</i>				<i>Pesaran (2007)</i>			
	<i>Sin tendencia</i>		<i>Con tendencia</i>		<i>Sin tendencia</i>		<i>Con tendencia</i>	
	$\chi^2$	Valor <i>p</i>	$\chi^2$	Valor <i>p</i>	$\chi^2$	Valor <i>p</i>	$\chi^2$	Valor <i>p</i>
<i>Muestra total (1951–2010)</i>								
0	19.85	[0.97]	10.87	[1.00]	0.27	[0.61]	1.61	[0.95]
1	22.96	[0.92]	18.27	[0.99]	0.04	[0.52]	0.48	[0.68]
2	25.15	[0.86]	23.72	[0.91]	0.49	[0.69]	0.78	[0.78]
3	32.02	[0.57]	19.90	[0.97]	0.74	[0.77]	0.99	[0.84]
4	28.77	[0.72]	24.6	[0.88]	1.67	[0.95]	2.22	[0.99]
<i>Primer periodo (1951–1990)</i>								
0	13.56	[0.99]	10.86	[1.00]	2.16	[0.99]	1.31	[0.91]
1	16.03	[0.99]	17.91	[0.99]	2.22	[0.99]	0.71	[0.76]
2	22.32	[0.94]	14.44	[0.99]	2.90	[0.99]	1.84	[0.97]
3	22.10	[0.94]	23.75	[0.91]	3.57	[1.00]	2.01	[0.98]
4	22.25	[0.94]	20.57	[0.97]	4.23	[1.00]	3.16	[0.99]
<i>Segundo periodo (1990–2010)</i>								
0	35.42	[0.40]	7.64	[1.00]	-1.34	[0.09]	-0.29	[0.39]
1	39.77	[0.23]	11.30	[1.00]	-2.58	[0.01]	-3.43	[0.00]
2	42.09	[0.16]	11.05	[1.00]	-1.78	[0.04]	-5.07	[0.00]
3	37.60	[0.31]	8.45	[1.00]	-1.33	[0.09]	-4.70	[0.00]
4	52.12	[0.02]	17.82	[0.99]	-0.93	[0.18]	-2.30	[0.01]

Fuente: elaboración propia.

Nota: los números entre corchetes son los valores *p* para los rezagos incorporados en cada prueba.

unitaria en panel con el fin de probar la posible presencia de raíz unitaria en el logaritmo natural del PIB per cápita de los países de la región. Y, en caso afirmativo, proceder a realizar las pruebas de cointegración en panel de este indicador con respecto al PIB per cápita de Estados Unidos y el PIB per cápita promedio de la región. Los resultados de las pruebas de raíz

Cuadro 2

PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS EN PANEL PARA $D_t y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ CON RESPECTO AL PROMEDIO DE LA REGIÓN: MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS								
Rezagos	<i>Maddala y Wu (1999)</i>				<i>Pesaran (2007)</i>			
	<i>Sin tendencia</i>		<i>Con tendencia</i>		<i>Sin tendencia</i>		<i>Con tendencia</i>	
	$\chi^2$	Valor <i>p</i>	$\chi^2$	Valor <i>p</i>	$\chi^2$	Valor <i>p</i>	$\chi^2$	Valor <i>p</i>
<i>Muestra total (1951-2010)</i>								
0	44.54	[0.16]	31.18	[0.70]	0.59	[0.72]	1.03	[0.85]
1	39.95	[0.30]	31.28	[0.69]	0.23	[0.59]	-0.23	[0.41]
2	31.34	[0.69]	22.08	[0.97]	1.02	[0.85]	0.40	[0.66]
3	28.82	[0.80]	17.95	[0.99]	1.52	[0.94]	0.43	[0.67]
4	26.40	[0.88]	17.32	[0.99]	2.23	[0.99]	1.40	[0.92]
<i>Primer periodo (1951-1990)</i>								
0	35.44	[0.50]	30.15	[0.74]	3.03	[0.99]	2.14	[0.98]
1	28.07	[0.83]	33.82	[0.57]	3.04	[0.99]	1.49	[0.93]
2	25.91	[0.89]	23.16	[0.95]	4.03	[1.00]	2.58	[0.99]
3	19.71	[0.99]	22.19	[0.97]	4.89	[1.00]	2.97	[0.99]
4	15.33	[0.99]	26.87	[0.87]	5.42	[1.00]	4.33	[1.00]
<i>Segundo periodo (1990-2010)</i>								
0	64.06	[0.00]	24.23	[0.93]	-0.19	[0.43]	-0.85	[0.20]
1	56.96	[0.02]	42.55	[0.21]	-1.10	[0.14]	-3.36	[0.00]
2	42.07	[0.23]	29.58	[0.77]	0.10	[0.54]	-1.47	[0.07]
3	44.47	[0.16]	27.99	[0.83]	-0.43	[0.33]	-0.17	[0.43]
4	45.43	[0.14]	36.20	[0.46]	-1.49	[0.07]	0.57	[0.72]

Nota: los números entre corchetes son los valores *p* para los rezagos incorporados en cada prueba.

unitaria en panel aplicadas al logaritmo natural del PIB per cápita de los países considerados de la región se presentan en el cuadro 3.

Como se puede observar en el cuadro 3, las pruebas de raíz unitaria de MW no permiten rechazar en ningún caso la hipótesis de raíz unitaria en el logaritmo natural del PIB per cápita

de los países considerados. Sin embargo, la prueba de Pesaran muestra en algunos casos que se rechaza dicha hipótesis, principalmente para la muestra total y para el primer subperiodo cuando se especifica la prueba con pocos rezagos. Por el contrario, en la mayoría de los casos de la prueba de Pesaran con

Cuadro 3

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA EN PANEL DE MADDALA Y WU (1999) Y DE PESARAN (2007) PARA $y_{it}$									
MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS									
Rezagos	<i>Maddala y Wu (1999)</i>				<i>Pesaran (2007)</i>				
	<i>Sin tendencia</i>		<i>Con tendencia</i>		<i>Sin tendencia</i>		<i>Con tendencia</i>		
	$\chi^2$	Valor $p$	$\chi^2$	Valor $p$	$\chi^2$	Valor $p$	$\chi^2$	Valor $p$	
<i>Muestra total (1951-2010)</i>									
0	21.54	[0.95]	12.52	[1.00]	-1.77	[0.04]	-0.50	[0.31]	
1	16.12	[0.99]	17.16	[0.99]	-2.33	[0.01]	-1.31	[0.10]	
2	18.43	[0.99]	15.95	[0.99]	-1.83	[0.03]	-0.83	[0.20]	
3	19.81	[0.98]	17.41	[0.99]	-1.45	[0.07]	-0.14	[0.44]	
4	19.55	[0.98]	17.78	[0.99]	-0.32	[0.37]	1.45	[0.93]	
<i>Primer periodo (1951-1990)</i>									
0	31.04	[0.61]	10.72	[1.00]	-2.29	[0.01]	-0.43	[0.34]	
1	27.17	[0.79]	16.00	[0.99]	-2.49	[0.01]	-0.97	[0.17]	
2	24.41	[0.89]	15.24	[0.99]	-2.13	[0.02]	-0.47	[0.32]	
3	29.01	[0.71]	18.71	[0.98]	-1.08	[0.14]	0.85	[0.80]	
4	26.70	[0.81]	16.15	[0.99]	-0.08	[0.47]	2.03	[0.98]	
<i>Segundo periodo (1990-2010)</i>									
0	16.57	[0.99]	24.73	[0.88]	-0.33	[0.37]	-0.18	[0.43]	
1	16.88	[0.99]	35.51	[0.40]	-2.28	[0.01]	-3.32	[0.00]	
2	8.30	[1.00]	37.72	[0.30]	-0.80	[0.21]	-2.12	[0.02]	
3	8.42	[1.00]	25.15	[0.87]	-1.17	[0.12]	-1.50	[0.07]	
4	9.96	[1.00]	34.65	[0.44]	-0.66	[0.25]	-0.43	[0.33]	

Fuente: elaboración propia.

Nota: los números entre corchetes son los valores  $p$  para los rezagos incorporados en cada prueba.

tendencia no es posible rechazar la hipótesis de la raíz unitaria para esta variable. No obstante lo anterior, en el análisis que sigue suponemos que el PIB per cápita de los países de América Latina considerados tiene orden de integración igual a 1.

Los resultados de la prueba de cointegración en panel de Kao (1999) del PIB per cápita de los países de América Latina y el PIB per cápita tanto de Estados Unidos como del promedio de la región, ambos considerados alternativamente como *economía líder*, se presentan en el cuadro 4. Como se puede advertir, el único subperiodo en el cual hay evidencia de cointegración entre los dos indicadores es el segundo, ya que tanto para la muestra total como para el primer subperiodo no es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre el PIB per cápita de los países de América Latina y el PIB per cápita de la *economía líder*.

Teniendo en cuenta estos resultados estimamos el coeficiente  $\beta$  convergencia de la versión restringida de la prueba entre el PIB per cápita de los países de la región y el de la economía líder; los resultados se presentan en el cuadro 5.

Las estimaciones muestran que cuando se toma como economía líder al PIB per cápita de Estados Unidos, los coeficientes estimados a partir de los estimadores PMG, MG y DFE, para la muestra total y para el primer subperiodo, resultaron muy por debajo de la unidad. Además de que en todos los casos las pruebas de Hausman muestran que de los estimadores PMG y MG, el estimador PMG es más eficiente con la hipótesis nula y que en ambos casos se rechaza la hipótesis nula de que el verdadero parámetro es igual a la unidad. Por el contrario, para el segundo subperiodo de la muestra los resultados son muy distintos, los estimadores PMG y MG resultaron ser iguales a 0.90 y 1.00, respectivamente. El primero de ellos es significativo al 1% y el segundo al 10%, aparte de que para ambos estimadores no fue posible rechazar la hipótesis de que el coeficiente  $\beta$  es igual a la unidad. Así, la presencia de cointegración en panel entre ambas variables, de acuerdo con la prueba de Kao (1999) para el segundo subperiodo, y el hecho de que no sea posible rechazar la hipótesis de que el parámetro estimado por PMG sea igual a uno ( $PMG = 1$ ) para este subperiodo, muestran fuerte evidencia

### Cuadro 4

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN EN PANEL DE KAO (1999)					
MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS					
H0: NO COINTEGRACIÓN					
<i>Muestra total</i> (1951-2010)		<i>Primer periodo</i> (1951-1990)		<i>Segundo periodo</i> (1990-2010)	
<u>Estadístico</u>	<u>Probabilidad</u>	<u>Estadístico</u>	<u>Probabilidad</u>	<u>Estadístico</u>	<u>Probabilidad</u>
<i>Respecto a Estados Unidos</i>					
-1.24	[0.11]	-0.29	[0.39]	-2.15	[0.02]
<i>Respecto al promedio de la región</i>					
-1.30	[0.10]	-0.63	[0.27]	-3.42	[0.00]

Fuente: elaboración propia.  
Nota: prueba realizada incorporando interceptos individuales.

de convergencia de los países de América Latina con respecto a Estados Unidos en el segundo subperiodo, además de que este resultado es compatible con el encontrado con la versión restricta de la prueba.

Por otro lado, las estimaciones efectuadas para probar convergencia  $\beta$  con el promedio de la región como economía líder revelaron que el estimador PMG de  $\beta$  para la muestra completa es muy cercano a la unidad. Asimismo, en este caso no es posible rechazar la hipótesis nula de que dicho parámetro sea igual a 1. Al igual que en el caso anterior en el que se toma como economía líder al PIB per cápita de Estados Unidos, cuando se toma como economía líder al PIB por habitante promedio de la región las pruebas de Hausman muestran que en todos los casos el estimador PMG es más eficiente que el estimador MG.

En lo que se refiere a las estimaciones efectuadas por subperiodos, tomando como economía líder al promedio de la región, a pesar de que todos los estimadores resultaron estadísticamente significativos, en el caso de las estimaciones

mediante el PMG no fue posible aceptar la hipótesis nula de que este coeficiente es igual a la unidad. Por esta razón, no encontramos evidencia de convergencia respecto al promedio de la región por subperiodos a pesar de que sí encontramos evidencia de convergencia para todo el periodo en su conjunto.

Los cuadros 6 y 7 muestran los coeficientes de velocidad de ajuste estimados mediante el estimador PMG, tomando como economía líder al PIB per cápita de Estados Unidos y al promedio de la región, respectivamente.

Como se puede observar en los cuadros anteriores, la mayoría de los coeficientes de velocidad de ajuste estimados tanto para el periodo completo como para los subperiodos considerados son negativos, lo cual tiende a corroborar la presencia de una relación de equilibrio estable y de largo plazo entre las variables analizadas, no obstante que algunos coeficientes individuales de ajuste no resultaron significativos.

De esta manera, mediante el estimador PMG encontramos evidencia de convergencia de los países de América Latina con respecto a Estados Unidos únicamente para el segundo subperiodo, comprendido entre 1990 y 2010. Por el contrario, mediante los mismos estimadores encontramos evidencia de convergencia con respecto al promedio de la región únicamente para la muestra total y, paradójicamente, no encontramos evidencia de convergencia respecto a este indicador cuando el análisis se efectúa por subperiodos con respecto a la media regional.

## 5. CONCLUSIONES

En este trabajo revisamos la hipótesis de convergencia por países individuales de América Latina con respecto a dos referentes considerados como *economía líder*, el PIB per cápita de Estados Unidos y el promedio de la región. Con la finalidad de probar la hipótesis de convergencia en los países de América Latina con respecto a la *economía líder*, verificamos las versiones restringida e irrestricta de la prueba tanto para la totalidad del periodo analizado, 1951-2010, como para dos subperiodos

Cuadro 5

**RESULTADOS DE LOS ESTIMADORES PMG, MG Y DFE DE PESARAN,  
SHIN Y SMITH (1999)**

	<i>Muestra total (1951-2010)</i>		<i>Primer periodo (1951-1990)</i>		<i>Segundo periodo (1990-2010)</i>	
<i>Respecto a Estados Unidos</i>						
$\hat{\beta}_{PMG}$	0.66	[0.00]	0.10	[0.32]	0.90	[0.00]
$H_0: \hat{\beta}_{PMG} = 1$	29.07	[0.00]	85.89	[0.00]	1.17	[0.28]
$\hat{\beta}_{MG}$	0.61	[0.00]	0.21	[0.62]	1.00	[0.08]
$H_0: \hat{\beta}_{MG} = 1$	8.32	[0.00]	3.59	[0.06]	0.00	[0.99]
$\hat{\beta}_{DFE}$	0.60	[0.00]	0.14	[0.57]	1.24	[0.00]
$H_0: \hat{\beta}_{DFE} = 1$	10.52	[0.00]	11.71	[0.00]	0.92	[0.34]
Pruebas de Hausman						
PMG vs MG	0.17	[0.68]	0.06	[0.81]	0.03	[0.86]
MG vs DFE	0.00	[0.99]	0.00	[0.99]	0.00	[0.99]
<i>Respecto al promedio regional</i>						
$\hat{\beta}_{PMG}$	0.97	[0.00]	0.74	[0.00]	0.83	[0.00]
$H_0: \hat{\beta}_{PMG} = 1$	0.42	[0.52]	30.43	[0.00]	27.31	[0.00]
$\hat{\beta}_{MG}$	0.94	[0.00]	0.81	[0.00]	1.26	[0.00]
$H_0: \hat{\beta}_{MG} = 1$	0.13	[0.72]	0.42	[0.52]	1.21	[0.27]
$\hat{\beta}_{DFE}$	0.92	[0.00]	0.89	[0.00]	1.14	[0.00]
$H_0: \hat{\beta}_{DFE} = 1$	0.30	[0.58]	0.45	[0.50]	1.42	[0.23]
Pruebas de Hausman						
PMG vs MG	0.04	[0.84]	0.06	[0.81]	2.89	[0.09]
MG vs DFE	0.00	[0.99]	0.00	[0.99]	0.00	[0.99]

Nota: los números entre corchetes son los valores  $p$ .

Cuadro 6

**ESTIMACIONES DE LOS COEFICIENTES DE VELOCIDAD DE AJUSTE INDIVIDUALES Y DE PANEL DEL ESTIMADOR PMG DE IM, PESARAN Y SHIN (1999) CON RESPECTO A ESTADOS UNIDOS**

	<i>Muestra total</i>			<i>Primer periodo</i>			<i>Segundo periodo</i>		
	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>	<i>z</i>
Argentina	-0.08	0.06	-1.46	-0.08	0.06	-1.48	-0.03	0.11	-0.28
Bolivia	-0.06	0.03	-2.47	-0.21	0.09	-2.43	-0.01	0.06	-0.23
Brasil	-0.05	0.02	-2.79	-0.03	0.02	-2.17	-0.08	0.09	-0.84
Chile	0.01	0.03	0.45	-0.10	0.08	-1.24	-0.12	0.04	-2.81
Colombia	-0.05	0.03	-1.49	-0.01	0.02	-0.71	-0.06	0.08	-0.75
Costa Rica	-0.12	0.04	-2.75	-0.09	0.03	-3.24	0.03	0.10	0.34
Ecuador	-0.07	0.04	-1.89	-0.03	0.02	-1.45	-0.11	0.09	-1.20
El Salvador	-0.03	0.03	-1.00	-0.09	0.04	-2.36	-0.23	0.08	-2.97
Guatemala	-0.03	0.03	-1.11	-0.03	0.02	-1.25	-0.09	0.06	-1.56
Honduras	-0.09	0.05	-1.94	-0.05	0.05	-0.90	-0.19	0.09	-2.18
México	-0.08	0.03	-2.25	-0.03	0.02	-1.57	-0.37	0.19	-1.94
Nicaragua	-0.01	0.03	-0.25	-0.15	0.10	-1.59	-0.37	0.08	-4.80
Panamá	-0.02	0.02	-0.84	-0.03	0.02	-1.21	0.00	0.08	-0.01
Paraguay	-0.04	0.04	-1.20	0.01	0.02	0.32	-0.11	0.07	-1.68
Perú	-0.04	0.04	-0.98	-0.08	0.05	-1.58	0.09	0.08	1.10
Uruguay	-0.12	0.05	-2.18	-0.16	0.08	-1.94	-0.05	0.11	-0.41
Venezuela	-0.02	0.04	-0.54	-0.11	0.05	-2.14	-0.15	0.11	-1.30

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 7

ESTIMACIONES DE LOS COEFICIENTES DE VELOCIDAD DE AJUSTE INDIVIDUALES Y DE PANEL DEL ESTIMADOR PMG DE IM, PESARAN Y SHIN (1999) CON RESPECTO AL PROMEDIO

	<i>Muestra total</i>			<i>Primer periodo</i>			<i>Segundo periodo</i>	
	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>
Argentina	-0.12	0.05	-2.30	-0.12	-2.30	-0.06	0.11	-0.54
Bolivia	-0.07	0.02	-2.96	-0.07	-2.96	-0.38	0.15	-2.57
Brasil	-0.05	0.02	-2.92	-0.05	-2.92	-0.45	0.17	-2.71
Chile	-0.01	0.03	-0.18	-0.01	-0.18	-0.12	0.03	-4.71
Colombia	-0.07	0.04	-1.73	-0.07	-1.73	-0.16	0.13	-1.24
Costa Rica	-0.30	0.07	-4.52	-0.30	-4.52	-0.04	0.09	-0.44
Ecuador	-0.08	0.05	-1.74	-0.08	-1.74	-0.21	0.15	-1.43
El Salvador	-0.03	0.03	-0.91	-0.03	-0.91	-0.20	0.06	-3.14
Guatemala	-0.05	0.04	-1.24	-0.05	-1.24	-0.32	0.12	-2.70
Honduras	-0.11	0.05	-2.37	-0.11	-2.37	-0.29	0.10	-2.99
México	-0.09	0.04	-2.02	-0.09	-2.02	-0.30	0.17	-1.72
Nicaragua	-0.01	0.03	-0.26	-0.01	-0.26	-0.43	0.08	-5.45
Panamá	-0.02	0.02	-0.66	-0.02	-0.66	0.10	0.08	1.23
Paraguay	-0.08	0.04	-2.06	-0.08	-2.06	-0.19	0.07	-2.71
Perú	-0.05	0.04	-1.30	-0.05	-1.30	0.08	0.08	1.05
Uruguay	-0.08	0.04	-1.90	-0.08	-1.90	-0.07	0.11	-0.66
Venezuela	0.00	0.03	-0.02	0.00	-0.02	-0.11	0.12	-0.87
Estados Unidos	-0.02	0.03	-0.93	-0.02	-0.93	-0.04	0.09	-0.41

Fuente: elaboración propia.

considerados: el primero de 1951 a 1990, y el segundo de 1990 a 2010. Esto tuvo el objetivo de identificar, tanto para la muestra total como para los subperiodos anterior y posterior al proceso de apertura comercial registrado en la mayoría de los países de la región, si hubo un proceso de convergencia con respecto a la economía líder.

En lo que respecta a la versión irrestricta de la prueba, las pruebas de MW (1999) y de Pesaran (2007) efectuadas con tendencia y sin ella muestran que tanto para la muestra total como para el primer subperiodo en ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en el panel considerado cuando se supone como economía líder al PIB per cápita de Estados Unidos. Por su parte para el segundo subperiodo en algunos casos las pruebas de MW y de Pesaran rechazan la hipótesis de raíz unitaria, sugiriendo de este modo algunos indicios de estacionariedad en la diferencia del PIB per cápita de cada país de América Latina con respecto al PIB per cápita de Estados Unidos y, por ende, de convergencia entre ambos indicadores para el periodo de apertura comercial. De manera análoga, las pruebas de MW y de Pesaran aplicadas a la versión restringida de la prueba tomando como economía líder al PIB per cápita promedio de la región, arrojan un resultado similar tanto para la muestra total como para el primer subperiodo en virtud de que en ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula de la raíz unitaria en el panel de esta variable. Y para el segundo subperiodo tanto la prueba de MW como la de Pesaran, en algunos casos, permiten rechazar la hipótesis de raíz unitaria. Estos resultados sugieren la presencia de algunos indicios de *estacionariedad* en la diferencia del PIB per cápita de cada país de América Latina con respecto a los indicadores considerados como *economía líder* y, por tanto, de convergencia entre ambos indicadores para el segundo subperiodo (1990-2010).

Las pruebas de cointegración en panel empleadas para probar la cointegración entre el PIB per cápita de los países de América Latina y los indicadores de la *economía líder* muestran evidencia de cointegración entre estas variables en ambos casos sólo en el segundo subperiodo.

Por último, los resultados encontrados mediante los estimadores PMG, MG y DFE aplicados a la versión irrestricta de la prueba mostraron que cuando se considera como economía líder al PIB per cápita de Estados Unidos únicamente en el segundo subperiodo se cumple la hipótesis de convergencia, lo cual es congruente con los resultados de la prueba restricta aplicadas al mismo indicador. Sin embargo, las estimaciones efectuadas para probar la convergencia  $\beta$  tomando como economía líder al promedio de la región revelaron que el estimador PMG de  $\beta$  únicamente para la muestra completa resultó tener un valor muy cercano a la unidad, además de que no es posible rechazar la hipótesis nula de que ese parámetro sea igual a la unidad, por lo que las estimaciones con respecto a este indicador sugieren un proceso de convergencia hacia el promedio regional.

No obstante, estos resultados no son compatibles con los encontrados con la versión de la prueba restricta. En general, son muy consistentes con los obtenidos en los trabajos de Rodríguez *et al.* (2012), Martín-Mayoral (2010) y Barrientos (2007).

De este modo, hemos encontrado evidencia concluyente de convergencia de los países de América Latina frente a Estados Unidos en ambas pruebas, restricta e irrestricta, únicamente para el segundo subperiodo, en que la apertura comercial y la globalización parecen tener un efecto positivo. Es preciso aclarar que a pesar de que esta evidencia empírica brinda soporte parcial a la versión absoluta de convergencia de los países de la región hacia la economía líder de Estados Unidos, para el segundo periodo de la muestra no podemos afirmar que haya evidencia de convergencia absoluta en virtud de que hace falta probar que el intercepto  $\alpha_i$  de la ecuación 7, homogéneo o heterogéneo, según sea el caso, es igual a cero, lo cual hasta donde tenemos conocimiento no es posible con la metodología econométrica empleada. Por esta razón, nos limitamos a informar que encontramos evidencia de convergencia con respecto a Estados Unidos en el segundo periodo analizado.

Asimismo, hallamos evidencia mixta de convergencia con respecto al promedio de la región para la muestra total y para

el segundo subperiodo, toda vez que en este caso las pruebas de la versión restricta sugieren la presencia de convergencia en el segundo subperiodo y, por el contrario, el estimador PMG denota evidencia de convergencia únicamente para la muestra, razón por la cual juzgamos que se requiere más investigación al respecto mediante distintas técnicas –lineales o no lineales– que contribuyan a explicar el porqué de estos resultados.

### **Bibliografía**

- Amable, B., y M. Juillard (2000), *The Historical Process of Convergence*, Cepremap, París, disponible en <<http://pythie.cepremap.ens.fr/~amable/convergence.pdf>>.
- Asteriou, D., y S. G. Hall (2007), *Applied Econometrics: A Modern Approach Using EViews and Microfit*, Palgrave Macmillan, Hampshire, NY.
- Astorga, P. (2010), “A Century of Economic Growth in Latin America”, *Journal of Development Economics*, vol. 92, pp. 232-243.
- Astorga, P., A. R. Bergés y E. V. K. FitzGerald (2005), “The Standard of Living in Latin America over the Twentieth Century”, *Economic History Review*, vol. 58, núm. 4, pp. 765-796.
- Baltagi, B. H. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Chichester, Inglaterra.
- Baltagi, B.H., y J.M. Griffin (1997), “Pooled Estimators vs. their Heterogeneous Counterparts in the Context of Dynamic Demand for Gasoline”, *Journal of Econometrics*, vol. 77, pp. 303-327.
- Barboni, G., y T. Treibich (2010), *On the Latin American Growth Paradox: A Hindsight into the Golden Age*, LEM Working Paper Series, núm. 21, Scuola Superiore Sant’Anna, Pisa, Italia, pp. 1-26, disponible en <<http://www.lem.sssup.it/wplem/files/2010-21.pdf>>.
- Barrientos, P. (2007), “Theory, History and Evidence of Economic Convergence in Latin America”, School of Economics and Management, University of Aarhus.
- Barro, R., y X. X. Sala-i Martin (2004), *Economic Growth*, segunda edición, The MIT Press, Cambridge, MA.
- Baumol, W. J., Nelson R. R. y E. N. Wolff (1994), *Convergence of Productivity. Cross-national, Studies and Historical Evidence*, Oxford University Press, Oxford.

- Bernard, A. B., y S. N. Durlauf (1994), *Interpreting Test of the Convergence Hypothesis*, Technical Working Paper, núm. 159, National Bureau of Economic Research (NBER), junio.
- Bernard, A. B., y S. N. Durlauf (1995), "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, núm. 2, pp. 97-108.
- Bond, S., A. Leblebicioglu y F. Schiantarelli (2010), "Capital Accumulation and Growth: A New Look at the Empirical Evidence", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 25, pp. 1073-1099.
- Breitung, J. (2000), "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data", en B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, Advances in Econometrics, vol. 15, JAI, Amsterdam, pp. 161-178.
- Camarero, M., R. Flôres y C. Tamarit (2002), "Multivariate Time Series Evidence of International Output Convergence in Mercosur", *Computing in Economics and Finance*, núm. 87, Society for Computational Economics, pp. 1-36.
- Cass, D. (1965), "Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation", *Review of Economic Studies*, vol. 32, núm. 3, pp. 233-240.
- Cermeño, R., y I. Llamosas (2007), "Convergencia del PIB per cápita de 6 países emergentes con Estados Unidos: un análisis de cointegración", *EconoQuantum*, vol. 4, núm. 1, pp. 59-84.
- Cheung, Yin-Wong, y A. García-Pascual (2004), "Testing for Output Convergence: A Re-examination", *Oxford Economic Papers*, vol. 56, núm. 1, pp. 45-63.
- Chiang, M-H., y C. Kao. (2000), *Non-stationary Panel Time Series Using NPT 1.1 –A User Guide*, Center for Policy Research, Syracuse University.
- Díaz-Pedroza, J., A. Sánchez-Vargas y M. A. Mendoza-González (2009), "Convergencia hacia la economía regional líder en México. Un análisis de cointegración en panel", *El Trimestre Económico*, vol. LXXVI (2), pp. 407-431.
- Durlauf, S., (2000), "Econometric Analysis and the Study of Economic Growth: a Skeptical Perspective", en R. Backhouse y A. Salanti (eds.), *Macroeconomics and the Real World*, Oxford University Press, Oxford, pp. 249-262.
- Easterly, W., N. Fiess, y D. Lederman (2003), "NAFTA and Convergence in North America: High Expectations, Big Events, Little Time", *Economía: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, vol. 4, núm. 1, pp. 1-53.

- Elson, Anthony, (2005), "What Happened? Why East Asia Surged Ahead of Latin America and Some Lessons for Economic Policy", mimeo.
- Escobari, D. (2011), *Testing for Stochastic and Beta-convergence in Latin American Countries*, MPRA Paper, núm. 36741, posted 18, UTC.
- Evans, Paul (1997), "How Fast Do Economies Converge?", *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 79, pp. 219-225.
- Galindo, M.A., y G. Malgesini (1994), *Crecimiento económico*, Editorial McGraw-Hill, Madrid.
- Gregory, A. W., y B. E. Hansen (1996), "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, vol. 70, núm. 1, pp. 99-126.
- Holmes, M. (2006), "Regime-dependent Output Convergence in Latin America", *Estudios de Economía*, vol. 33, núm. 1, junio, pp. 65-81.
- Im, K. S., M. H. Pesaran y Y. Shin (1995), *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, manuscrito, University of Cambridge.
- Im, K. S., M. H. Pesaran y Y. Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, vol. 115, núm. 1, pp. 53-74.
- Kao, C., y M. H. Chiang (2000), *On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data: Advances in Econometrics*, vol. 15, pp. 179-222.
- Kao, Chihwa (1999), "Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 90, pp 1-44.
- Koopmans, T. (1965), "On the Concept of Optimal Economic Growth", *The Econometric Approach to Development Planning*, North Holland Publishing Co., Amsterdam, capítulo 4, pp. 225-287.
- Linden, M. (2000), "Testing Growth Convergence with Time Series Data -A Non-parametric Approach", *International Review of Applied Economics*, vol. 14, núm. 3.
- Maddala, G. S., y S. Wu (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 631-652.
- Mankiw, G., D. Romer y D. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, núm. 2, May, pp. 407-437.
- Mark, N. C., y D. Sul (2003), "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, núm. 5, pp. 655-680.
- Martín-Mayoral, F. (2010), "América Latina, ¿convergencia o divergencia?", *Principios: Estudios de Economía Política*, núm. 16, pp. 37-54.

- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, núm. 4, pp. 653-670.
- Pedroni, P. (2000), *Fully Modified MCO for Heterogeneous Cointegrated Panels*, Working Paper 2000-03, Department of Economics, Williams College.
- Pedroni, P. (2004), "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with An Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, vol. 20, núm. 3, pp. 597-625.
- Persyn, D., y J. Westerlund (2008), "Error Correction Based Cointegration Tests for Panel Data", *Stata Journal*, vol. 8, núm. 2, pp. 232-241.
- Pesaran, M. H (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, núm. 2, pp. 265-312.
- Pesaran, M. H., y R. Smith, R. (1995), "Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 68(1), pp. 79-113.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, y R. P. Smith (1999), "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, pp. 621-634.
- Phillips, P., y B. E. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 99-125.
- Phillips, P., y H. R. Moon (2000), "Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Developments", *Econometric Reviews*, vol. 19, núm. 3, pp. 263-286.
- Quah, D. (1996a), "Convergence Empirics across Economies with (Some) Capital Mobility", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, núm. 1, pp. 95-124.
- Quah, D. (1996b), "Empirics for Economic Growth and Convergence", *European Economic Review*, vol. 40, núm. 6, pp. 1353-1375.
- Quah, D. (1997), "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs", *Journal Economic Growth*, vol. 2, núm. 1, pp. 27-59.
- Quah, D., (1993), "Galton's Fallacy and the Tests of the Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 94, núm. 4, pp. 427-443.
- Ramsey, F. P. (1928), "A Mathematical Theory of Savings", *Economic Journal*, vol. 38, pp. 543-559.

- Rodríguez Benavides, Domingo, Ignacio Perrotini Hernández y Francisco Venegas-Martínez (2012), “La hipótesis de convergencia en América Latina: un análisis de cointegración en panel”, *EconoQuantum*, vol. 9, núm. 2, pp. 99-102.
- Saikkonen, Pentti (2001), “Statistical Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models With Nonlinear Time Trends in Cointegrating Relations”, *Econometric Theory*, Cambridge University Press, vol. 17, pp. 327-356.
- Sala-i-Martin, X. X. (1997), “I Just Ran Two Million Regressions”, *The American Economic Review*, vol. 87, núm. 2, pp. 178-183.
- Solimano, A., y R. Soto (2003), *Latin American Economic Growth in the Late 20th. Century: Evidence and Interpretation*, Documento de Trabajo de la Pontificia Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía.
- Solow, R. M. (1956), “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, núm. 1, pp. 65-94.
- Stock, J. H., y M.W. Watson (1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, *Econometrica*, Econometric Society, vol. 61, pp. 783-820.

*R. Brian Langrin  
Lavern McFarlane*

Implicaciones de política para la aplicación  
de reservas anticíclicas de capital cuando  
los préstamos del gobierno desplazan  
al crédito del sector privado:  
el caso de Jamaica

**Resumen**

*Este trabajo investiga el uso de variables condicionantes en la orientación de las fases de acumulación y liberación de los requerimientos de colchón de capital para los bancos jamaíquinos. Una innovación importante de este trabajo es la inclusión de variables condicionantes del sector público a fin de explorar el papel de la acumulación de riesgo soberano en el diseño de reservas anticíclicas.*

*Palabras clave: reservas anticíclicas de capital, estabilidad financiera, prociclicidad, indicadores de alerta temprana, riesgo soberano.*

*Clasificación JEL: E44, E61, G21*

---

R. Brian Langrin es responsable del Departamento de Estabilidad Financiera del Bank of Jamaica <brian.langrin@boj.org.jm>. Lavern McFarlane es economista experto del Fondo de Desarrollo de la Caricom <lamcfarlane@caricomdf.org>. Las opiniones expresadas en el presente artículo no son necesariamente las del Bank of Jamaica o el Fondo de Desarrollo de la Caricom. El artículo contó con los aportes recibidos en la XVIII Reunión Anual de la Red de Investigadores de Bancos Centrales realizada en la Ciudad de México, México, del 11 al 13 de noviembre de 2013, así como con los comentarios de dos dictaminadores anónimos.

## Abstract

This paper investigates the use of conditioning variables in guiding the accumulation and release phases of a capital buffer requirement for Jamaican banks. An important innovation of this study is the inclusion of public sector conditioning variables to explore the role of sovereign risk build-up in designing countercyclical buffers.

Key words: countercyclical capital buffer, financial stability, procyclicality, early warning indicators, sovereign risk.

JEL classification: E44, E61, G21

## 1. INTRODUCCIÓN

Uno de los temas centrales en el debate internacional sobre las lecciones que dejó la crisis financiera global de 2008-2009 es el de la gestión de la prociclicidad del sistema financiero. La prociclicidad del sistema financiero se define como la amplificación de las fluctuaciones cíclicas de la economía por actividades en el sector financiero, en especial por el crédito bancario (ver, por ejemplo, Bernanke *et al.*, 1995; Borio *et al.*, 2001; Geršl y Jakubik, 2006). Este comportamiento puede tener implicaciones particularmente graves en una desaceleración económica ya que prolonga considerablemente la recesión y la profundiza por medio del efecto de retroalimentación de la economía.

Recientemente, las herramientas de política anticíclica han sido utilizadas por los bancos centrales para mitigar los efectos negativos de la prociclicidad en el sector bancario. La meta inmediata de un requerimiento de capital anticíclico es alentar a los bancos para que generen reservas en los buenos tiempos para poder disponer de ellas en los malos. Las reservas en este contexto incluyen el capital Nivel 1 que excede el mínimo prudencial, de manera tal que se pueda disponer del capital adicional para absorber pérdidas ante un ciclo de auge y caída de los mercados financieros. Uno de los temas principales relacionados con el proceso de elaboración de políticas es la elección de las variables condicionantes que puedan orientar

la acumulación de reservas durante periodos de expansión. Es de igual importancia la identificación de variables que señalen el momento de liberación de reservas de capital al comienzo de la etapa de caída.

En este artículo se examina una gama de indicadores de alerta temprana o variables condicionantes que pueden usar los responsables de políticas para establecer requisitos de capital apropiados que varíen con el tiempo, a fin de atenuar la prociclicidad del sector bancario. En particular, un objetivo de este estudio es evaluar la capacidad de variables condicionantes macroeconómicas y comerciales en el ámbito de cada banco, similar a las exploradas en Drehman *et al.* (2011), para reflejar la acumulación del riesgo en el sistema bancario de Jamaica. El hallazgo clave de Drehman *et al.* (2011) es que el cociente de crédito/PIB y su tendencia de largo plazo (la brecha de crédito-PIB) se desempeñan mejor como indicador para señalar la fase de acumulación de un ciclo financiero de auge y caída. Los autores excluyen la deuda del sector público ya que su tendencia a ser anticíclica reducía el desempeño de las variables en la muestra relacionadas con el crédito.

En el caso de Jamaica, el hecho de que el sector bancario haya operado históricamente dentro de un entorno de fuerte dominio fiscal, el cual llevó a que el sector público desplazara el crédito del sector privado, el papel de la acumulación de riesgo soberano podría ser importante en la elaboración de colchones anticíclicos nacionales. Esto es, las tenencias de crédito y de deuda del sector público podrían elevarse en periodos de auge y desacelerarse en una decaída. El dominio fiscal se ha manifestado en altas tasas de interés por periodos prolongados en el contexto de persistentes déficits presupuestarios. Durante los últimos dos decenios, Jamaica ha estado inmersa en un círculo vicioso de dinámica de un crédito muy bajo del sector privado y una deuda insostenible del sector público. Congruente con déficits presupuestarios constantes, a la par de incentivos de precios de una prima de riesgo soberano alta, el acervo creciente de deuda del sector público ha sido respaldado por la sobreoferta de financiamiento por parte del sector

bancario. Durante este periodo, el acervo de deuda del sector público (crédito del sector privado) ha permanecido alto (bajo) según los estándares internacionales, arriba del 100% del PIB (aproximadamente de un 20% a un 30% del PIB). De esta manera, una importante innovación de este estudio es incluir indicadores que registran el nivel de crédito del sector público y las inversiones en bonos del sector público por parte de los bancos comerciales como posibles variables condicionantes para explorar el papel de la acumulación de riesgo soberano en la planeación de reservas anticíclicas.

Similar a la experiencia cíclica con el crédito del sector privado, el riesgo soberano posiblemente es subestimado por el sector bancario durante etapas de alza del ciclo del crédito y sobrestimado durante la desaceleración. En una etapa de alza, generalmente asociada con mayores ingresos públicos, los bancos expandirían rápidamente sus tenencias de créditos y bonos del sector público, contribuyendo a que se sobrevalúen los bonos públicos y los diferenciales de préstamo junto con inadecuadas reservas de capital bancarias. Durante la desaceleración, cuando el riesgo soberano aumenta a medida que baja el ingreso público, tendería a ocurrir lo opuesto ya que los bancos tienen una abierta aversión al riesgo. En el contexto de este artículo, se espera que la correlación positiva entre el alza en el ciclo financiero y la acumulación de tenencias de crédito y de deuda del sector público sea más fuerte en países como Jamaica que históricamente han exhibido primas de riesgo soberano altas en comparación con las tasas de interés del sector privado (esto es, *crowding out* o desplazamiento del sector privado ocasionado por la actuación del sector público en la economía).

Con este telón de fondo, el conjunto de variables condicionantes consideradas en el artículo se ha adaptado al entorno histórico jamaicano de fuerte dominio fiscal y de altos niveles de deuda soberana, además de las típicas variables del sector privado de crédito. Estas variables se evalúan usando los métodos de extracción de señales y de características operativas del receptor (ROC, por sus siglas en inglés) para determinar

cuán eficaces son sus desviaciones de las tendencias (brechas) de largo plazo para señalar fases de acumulación y de liberación de reservas en torno a episodios de crisis financieras. La conclusión principal derivada del análisis es que la brecha de crédito (público y privado) a PIB real, la brecha de inversión (en bonos públicos) a PIB real, la brecha de crédito del sector privado a PIB real y la brecha de crédito del sector público a PIB real, indican un valor significativo de señalización para la fase de acumulación. Además, la brecha de crecimiento de los préstamos incobrables y la brecha de crecimiento de las reservas por pérdidas en préstamos revela un significativo poder predictivo para la fase de liberación. Sin embargo, de manera similar al hallazgo de Drehman *et al.* (2011), los resultados de este estudio no respaldan el uso de cualquiera de las variables condicionantes a prueba de fallas para orientar la política. Más bien, se recomienda la combinación de un conjunto de variables condicionantes con opiniones en la elaboración de un marco de política para disminuir la prociclicidad.

El artículo está organizado de la siguiente manera. En la siguiente sección, se definen los datos usados en el análisis. Las secciones 3 y 4 comparan el desempeño de las distintas variables condicionantes en torno a los episodios de crisis usando el enfoque de señales y describe la evaluación de estas variables mediante el análisis de la curva de ROC. La sección final incluye las conclusiones y proporciona las implicaciones de política.

## **2. DESCRIPCIÓN DE DATOS, MEDICIÓN DE INDICADORES Y SELECCIÓN DE UMBRALES**

El periodo de la evaluación del desempeño histórico de las variables (indicadores) condicionantes en la aplicación de reservas anticíclicas de capital para el sector bancario comercial de Jamaica abarca de 1990 a 2012. El conjunto de datos, proporcionados por el Central Bank, carece de datos previos a 1990. En el contexto de este artículo, un episodio de crisis se define como el incidente de una amenaza a la estabilidad general del sistema bancario caracterizado por: 1) préstamos en mora

(NPL, por sus siglas en inglés) significativos, compatibles con los efectos de prociclicidad en el ciclo de baja; e 2) iliquidez, que requiere de provisión de liquidez de emergencia (ELA, por sus siglas en inglés) del banco central y que coincide con inestabilidad financiera. El conjunto de datos es apropiadamente largo ya que abarca periodos de extensa vulnerabilidad bancaria, así como lapsos de alza del crédito.<sup>1</sup> Hay dos episodios de crisis bancarias dentro del periodo de muestra. Del mismo modo, las variables condicionantes se yuxtaponen con una variable indicador de crisis de la banca para evaluar su capacidad de señalización.

El primer episodio de crisis se extiende por un periodo de seis trimestres de septiembre de 1997 a diciembre de 1998, el cual comenzó con dos corridas sucesivas en diciembre de 1996 y febrero de 1997 en dos bancos comerciales afiliados con compañías de seguros de vida. Debido a la relación cercana entre las compañías de seguros y los bancos comerciales, los problemas de liquidez y de insolvencia que se originaron en el sector asegurador se expandieron al sector bancario. La grave deficiencia de liquidez provocó que el banco central otorgara ELA a cuatro bancos comerciales. Además, el gobierno de Jamaica (GOJ) estableció la Financial Sector Adjustment Company (Finsac) en enero de 1997 para resolver los graves problemas que enfrentaba el sector financiero. Durante 1997, se duplicó la tasa de NPL en los bancos comerciales al 28.9% para finales de ese año. Al incremento en la tasa de NPL le siguió una expansión por encima de lo normal en el crecimiento del crédito del sector privado del 68.9% en 1993, el cual posteriormente se desaceleró a un 25.3% para 1996 y al -33.5% en 1997. Para fines de 1998, Finsac había intervenido en las operaciones de

---

<sup>1</sup> Estudios similares en la bibliografía, que implican la calificación de indicadores, también han sido restringidos a la cobertura de crisis bancarias. Por ejemplo, Giese *et al.* (2012) evalúan indicadores en el contexto del Reino Unido usando datos que abarcan tres episodios de trastorno en el sistema bancario. Sin embargo, los autores señalan acertadamente que sus calificaciones deben usarse con cuidado.

la mayoría de los bancos comerciales nacionales, sobre la mitad de las compañías de seguros de vida, y también en algunos bancos mercantiles y sociedades constructoras.

El segundo episodio de crisis comenzó en el trimestre de septiembre de 2008 y también se prolongó por seis trimestres. En octubre de 2008, como consecuencia directa de una desaceleración del crédito y de la actividad económica producto de la debacle financiera global, y a fin de preservar la estabilidad financiera general, el banco central ofreció un mecanismo temporal de crédito de emergencia en dólares estadounidenses para las instituciones financieras nacionales. El objetivo primordial de dicho mecanismo era brindar liquidez a estas instituciones debido al contagio que dio como resultado un mercado interbancario de dinero disfuncional así como grandes requerimientos de fondos adicionales y la cancelación de los acuerdos de recompra sobre bonos globales del GOJ en posesión de instituciones extranjeras. Los objetivos establecidos del mecanismo de crédito temporal fueron para 1) aliviar las significativas necesidades de liquidez a corto plazo en dólares estadounidenses de las instituciones financieras nacionales, 2) estabilizar los precios de los bonos globales del GOJ que habían caído bruscamente, y 3) minimizar las presiones de volatilidad en el mercado cambiario nacional. Además, el banco central estableció un mecanismo de intermediación especial en el último trimestre de 2008 para facilitar el flujo de crédito entre las instituciones financieras nacionales. Este mecanismo proporcionó un acceso extraordinario a liquidez nacional a las instituciones de captación de depósitos (DTI, por sus siglas en inglés) con la garantía apropiada, usando fondos ubicados en el banco central por las DTI con superávit de liquidez para a su vez otorgar préstamos a instituciones prestatarias.

Durante este periodo crítico para todo el sistema, la turbulencia de los mercados financieros mundiales impactó a la economía de Jamaica. El PIB real cayó un 1.6% en el ejercicio fiscal (FY) 2008-2009, y las condiciones económicas se deterioraron severamente en la segunda mitad del año. La producción de bauxita y de alúmina y las exportaciones cayeron

aproximadamente un 60%, mientras que las remesas, una fuente tradicional de soporte para la balanza de pagos, cayeron un 33%. El valor del dólar jamaicano con respecto al dólar estadounidense se depreció un 10% en el último trimestre de 2008 en comparación con el promedio del 1% de depreciación durante los tres primeros trimestres de 2008. Además, al igual que en otros países en desarrollo, el mercado externo de crédito se cerró para Jamaica. Esto dañó la confianza de los inversionistas, especialmente con respecto a la dinámica fiscal y de deuda y su sostenibilidad. En particular, la desaceleración económica internacional agravó el crecimiento de préstamos incobrables en las instituciones de captación de depósitos, con un alza de más del 40% durante el periodo de crisis. Durante el primer trimestre de 2010, el entorno financiero internacional volvió a una relativa estabilidad, lo cual fue respaldado por la firma de un acuerdo de derecho de giro por 27 meses con el FMI en ese trimestre.

En cuanto a la construcción de variables condicionantes, de manera similar a Borio y Lowe (2002) y Drehmann *et al.* (2011), este artículo se ocupa de los procesos de acumulación en contraste con los niveles o con las tasas de crecimiento. En específico, el enfoque está en la desviación de variables de sus respectivas tendencias de largo plazo, por encima de los umbrales explícitos. Las tendencias se determinan usando sólo información *ex ante* y se miden como desviaciones de filtros Hodrick-Prescott unilaterales, calculados recursivamente hasta el tiempo  $t$ . Las brechas respectivas se calculan como la diferencia entre los valores de la variable y su tendencia a  $t$ . Congruente con Hodrick y Prescott (1991), para registrar la expansión acumulada de los desequilibrios, el parámetro de suavizado  $\lambda$  se fija en 1,600 para cada una de las series de datos trimestrales usadas. Sin embargo, esta opción de  $\lambda$  es claramente diferente a la fijada en anteriores estudios de economía avanzada, que encuentran que si se establece que  $\lambda$  equivale a 400,000 (lo cual se asocia con episodios de crisis menos frecuentes en relación con los ciclos de negocio) se logran mejores resultados para obtener las tendencias de tiempo de las variables condicionantes.

Para evaluar la fiabilidad, se consideran múltiples horizontes para la fase de acumulación. En específico, las señales de crisis a partir de los indicadores se consideran correctas si ocurre una crisis *al final* de horizontes de un año y de tres meses adelantados. Las señales de los indicadores de la fase de liberación sólo pueden darse dentro de un horizonte más corto ya que la liberación de reservas de capital debería ocurrir contemporáneamente con el periodo crítico.

Se tienen en cuenta una serie de umbrales para cada indicador. La elección del umbral ideal implica una compensación entre el costo de dejar pasar una crisis (error tipo 1) y el costo de anunciar una crisis que resulta ser falsa (error tipo 2). Minimizar el umbral de señal a ruido ha sido un método habitual para hallar umbrales óptimos en los estudios anteriores (de los que fueron pioneros Kaminsky y Reinhart, 1999). Sin embargo, este método de extracción de señales podría no ser ideal tal como lo destacan Demirgüç-Kunt y Detragiache (1998), dados los incentivos para que los entes reguladores den demasiada importancia al riesgo de errores tipo 1. Borio y Lowe (2002) y Borio y Drehmann (2009) ofrecen la alternativa simple de minimizar el coeficiente de señal a ruido a condición de que al menos dos tercios de las crisis sean pronosticadas correctamente.

Este artículo se basa en un método más preciso de equilibrar la compensación de costo-beneficio de elegir los umbrales indicadores mediante la construcción de una frontera de clasificación correcta (CCF en inglés) o de la curva de características operativas del receptor (ROC) (ver Jordà y Taylor, 2011; Berge y Jordà, 2011, y Drehmann *et al.*, 2011). En particular, Berge y Jordà (2011) exponen el uso del análisis de la curva de ROC para evaluar la capacidad predictiva de las variables indicador cuando son desconocidas las compensaciones de utilidad a lo largo de los resultados. Jordà (2011) señala que la cronología de las variables indicador puede incorporar el estado latente del ciclo financiero. Las variables financieras condicionantes observables se generan por una mezcla de distribución con cada estado (sin crisis y con crisis) determinada por la cronología del indicador. Las comparaciones de las distribuciones

empíricas obtenidas al ordenar por estado las variables condicionantes financieras e indicadores determinarán el contenido de la información de cada cronología del indicador. Berge y Jordà (2011) presentan dos medidas estadísticas no paramétricas que pueden usarse para calibrar la clasificación correcta, la prueba de Kolmogorov-Smirnov (KS) y la prueba de rangos de Wilcoxon-Mann-Whitney (WMW) (ver Kolmogorov, 1933; Smirnov, 1939; Mann y Whitney, 1947; Wilcoxon, 1945).

### 3. COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES CONDICIONANTES EN TORNO A EPISODIOS DE CRISIS INTERNA

Las variables condicionantes potenciales se miden con base en desviaciones de las variables desde sus tendencias para reflejar su ciclicidad subyacente. Como se expuso antes, todas las brechas se calculan como diferencias a partir de un filtro Hodrick-Prescott unilateral. Por lo tanto, la tendencia considera sólo la información histórica hasta el tiempo  $t$  para cada variable y excluye el rumbo futuro de una variable dada.

Como se expone en Drehmann *et al.* (2010, 2011), las variables pueden clasificarse en tres categorías: *macroeconomía*, *actividad del sector bancario* y *los costos de financiamiento*. Las variables evaluadas en este artículo son similares a las de Drehmann *et al.* (2010, 2011). Sin embargo, este artículo considera también la conducta relativa del *crédito al sector público*, así como *las inversiones en valores del sector público* dada la función dominante del sector público en la economía a lo largo del periodo de muestra.

Las variables relacionadas con la macroeconomía incluyen: crédito (privado y público) a PIB real, crecimiento del crédito real, crecimiento de la inversión real, crédito más inversión a PIB real, crédito del sector privado a PIB real y crédito del sector público a PIB real.<sup>2,3</sup> Otras series macroeconómicas evaluadas

---

<sup>2</sup> El PIB real se usa como variable de normalización dada la falta de disponibilidad de una serie oficial lo suficientemente extensa para el PIB nominal.

<sup>3</sup> Las variables de crecimiento se calculan como el cambio (en porcentaje) en el cuarto trimestre.

son la inflación, el crecimiento del PIB real, el crecimiento del M2J real y el crecimiento del índice JSE. Estas variables son generalmente usadas como indicadores líderes de los ciclos de crédito ya que tienden a exhibir un fuerte crecimiento antes de una desaceleración financiera sistémica. Tal como se demuestra en la gráfica 1, el crédito a PIB real, el crédito del sector privado a PIB real, el crédito del sector público a PIB real, y el crédito más inversión a PIB real, todos se aumentan y llevan a un episodio de crisis, lo que indica su utilidad para señalar la fase de acumulación. En contraste, el crecimiento del PIB real se reduce significativamente antes de una crisis, lo cual sugiere que podría ser una variable útil para la fase de liberación.

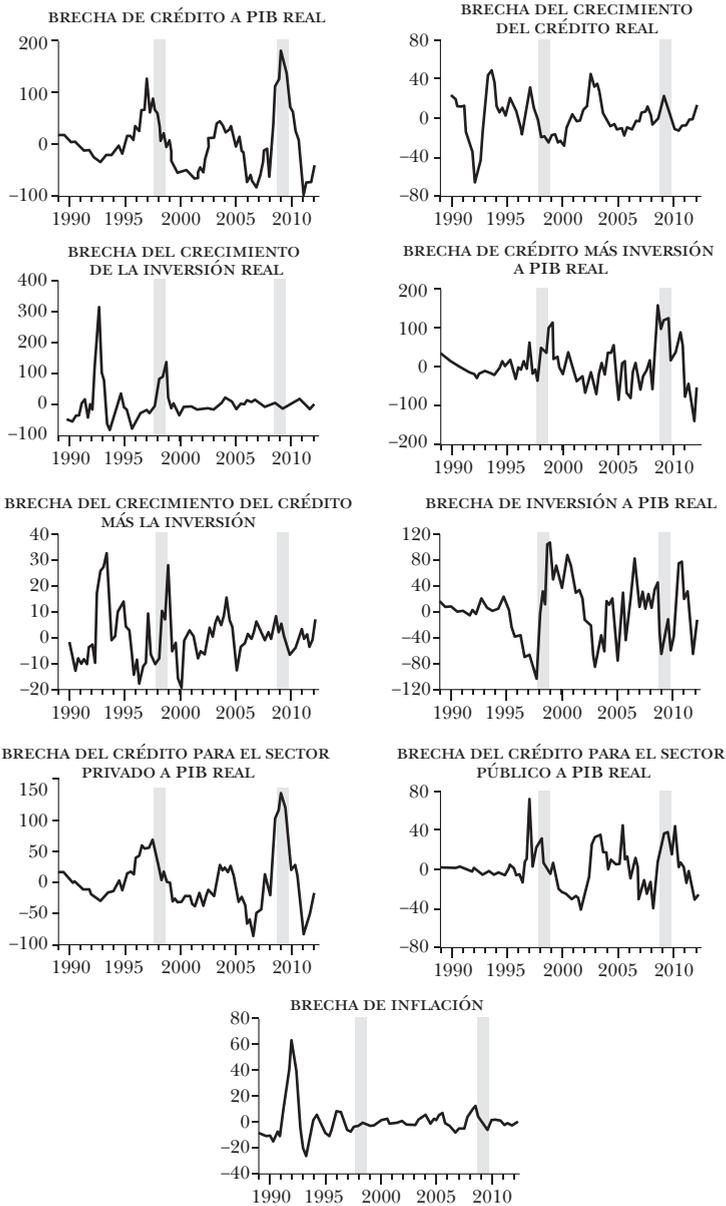
Las variables evaluadas del sector bancario son el crecimiento de los préstamos incobrables, el crecimiento de las reservas para pérdidas en préstamos, el crecimiento de ganancias antes de impuestos y el crecimiento de utilidades retenidas. Los cambios en las dos primeras variables parecen ser coincidentes con el ciclo financiero. En especial, el crecimiento en las reservas para pérdidas en préstamos parece ser un buen candidato para la fase de liberación. El crecimiento de las ganancias antes de impuestos y el crecimiento de las utilidades retenidas exhiben un débil desempeño tanto para la fase de acumulación como para la de liberación, especialmente para el segundo episodio de crisis. Finalmente, las tasas de depósitos a plazo promedio mensual real (punto medio) interbancarias y promedio real ponderada son las variables de costo financiero evaluadas. Las señales de estas medidas parecen relativamente ruidosas y no tienen un buen desempeño en episodios de crisis.

#### **4. EVALUACIÓN DE LOS INDICADORES Y DE LOS UMBRALES USANDO EL ANÁLISIS DE LA CURVA DE ROC**

$S_t \in \{0,1\}$  denota una variable de condiciones financieras observadas, con 1 indicando que  $t$  es un periodo (trimestre) de crisis y  $y_{t-h}$  es una variable indicador al tiempo  $t-h$  para  $h=0,1,2,\dots,H$ . Asimismo,  $\hat{S}_t(h) = I(y_{t-h} > c_h)$  denota una predicción de

## Gráfica 1a

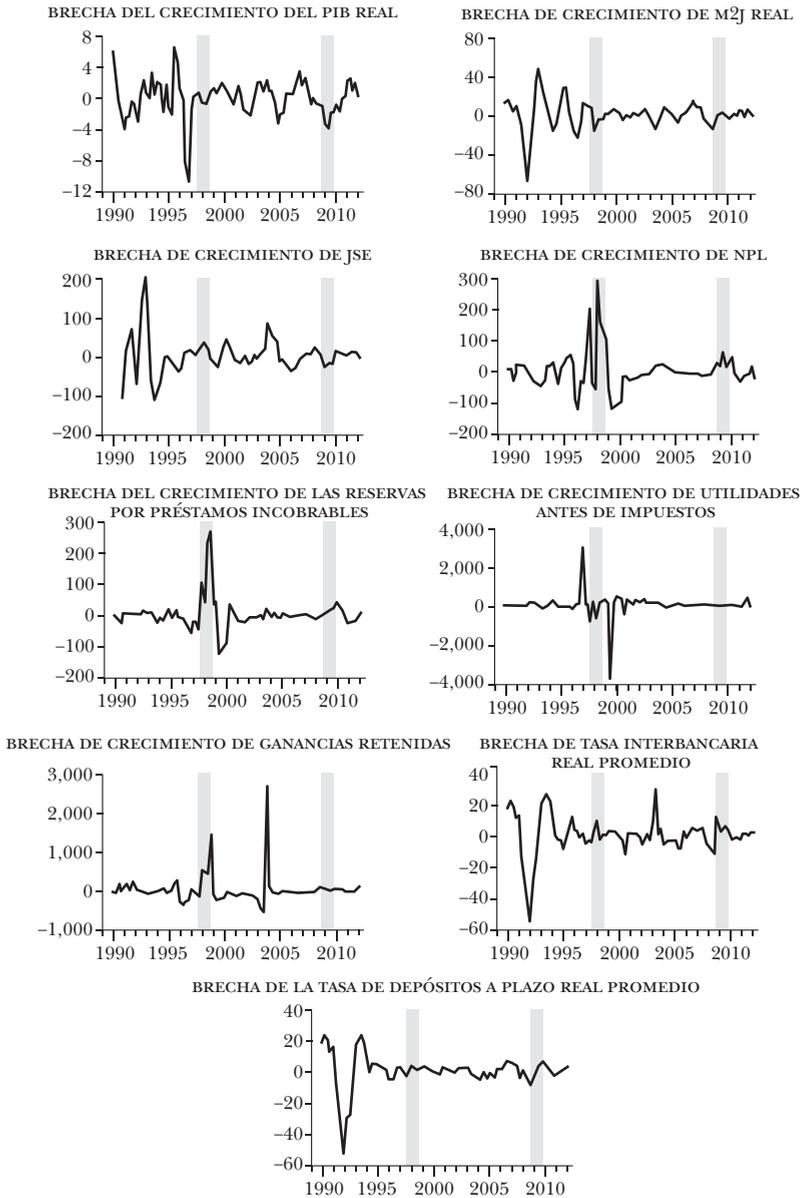
### COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES CONDICIONANTES ALREDEDOR DE LAS CRISIS<sup>1</sup> (porcentajes)



<sup>1</sup> Las áreas sombreadas con gris denotan episodios de crisis.

Gráfica 1b

CONDUCTA DE LAS VARIABLES CONDICIONANTES ALREDEDOR DE LAS CRISIS<sup>1</sup> (porcentajes)



<sup>1</sup> Áreas sombreadas de gris denotan episodios de crisis.

probabilidad sobre  $S_t$ , donde la función indicador  $I(\cdot)$  equivale a uno si es verdad y  $C_h$  denota el umbral relacionado con el periodo de predicción adelantado  $h$ . Asumiendo que  $h=0$  se definen las siguientes probabilidades condicionales:

$$1 \quad TP(c) = P[y_t \geq c \mid S_t = 1]$$

$$2 \quad FP(c) = P[y_t \geq c \mid S_t = 0]$$

donde  $TP(c)$  es el verdadero positivo, la sensibilidad o la tasa de reincidencia, y  $FP(c)$  es el falso positivo, tasa de especificidad 1 o error tipo 1. La relación entre  $TP(c)$  y  $FP(c)$  describe la curva de ROC. El umbral o el valor de corte ofrece la regla de decisión para dividir la variable condicionante según los estados de crisis (ver cuadro 1).

La curva de ROC traza las combinaciones  $\{TP(c), FP(c)\}$  para  $c \in \{-\infty, \infty\}$ . Cuando  $c \rightarrow \infty, TP(c) = FP(c) = 0$  y, alternativamente, cuando  $c \rightarrow -\infty, TP(c) = FP(c) = 1$ . La curva de ROC podría representarse con la convención cartesiana  $\{ROC(r), r\}_{r=0}^1$ , donde  $ROC(r) = TP(c)$  y  $r = FP(c)$ . Si  $y_t$  no aporta información sobre el periodo de crisis,  $TP(c) = FP(c) \forall c$  y la curva de ROC sería la línea a 45° en el espacio  $[0, 1] \times [0, 1]$ . Al contrario, si  $y_t$  es perfectamente informativa, entonces la curva de ROC se ceñiría al extremo norte-este en  $[0, 1] \times [0, 1]$ .

Como alternativa al enfoque de señal a ruido para la evaluación del indicador, consideremos la utilidad esperada dada la compensación de costo-beneficio de cada tipo de error que viene de:

$$3 \quad U(r) = U_{11}ROC(r)\pi + U_{01}(1 - ROC(r))\pi + U_{10}r(1 - \pi) + U_{00}(1 - r)(1 - \pi)$$

donde  $U_{ij}$  es la utilidad asociada con la predicción  $i$  dado que el estado verdadero es  $j, i, j \in \{0, 1\}$  y  $\pi$  es la probabilidad incondicional de observar un episodio de tiempo durante un horizonte específico.

Cuadro 1

RESULTADOS A PARTIR DE LA REGLA DE DECISIÓN			
		Observados	
		Crisis	No crisis
Decisión	Por encima del umbral	Predicción de verdadero positivo (sensibilidad)	Predicción de falso positivo (especificidad 1)
	Por debajo del umbral	Predicción de falso negativo (sensibilidad 1)	Predicción de verdadero negativo (especificidad)

La maximización de [3] indica que el óptimo,  $c^*$ , puede obtenerse resolviendo:

$$4 \quad \frac{dROC}{dr} = \frac{U_{00} - U_{10}}{U_{11} - U_{01}} \frac{(1 - \pi)}{\pi},$$

el cual es el punto donde la pendiente de la curva de ROC equivale a la tasa marginal esperada de sustitución entre la utilidad neta de una predicción acertada de crisis y de que no haya crisis.

Además, la pendiente de la curva de ROC es la razón de probabilidades de la función de densidad de probabilidad (*pdf*), dada por  $\theta$ , para una sub-muestra de  $y_i (y_i^c)$  para el cual  $S_i=1$  y la *pdf* para la sub-muestra de  $y_i (y_i^{nc})$  para el cual  $S_i=0$  dado por  $\varphi$ , tal que:

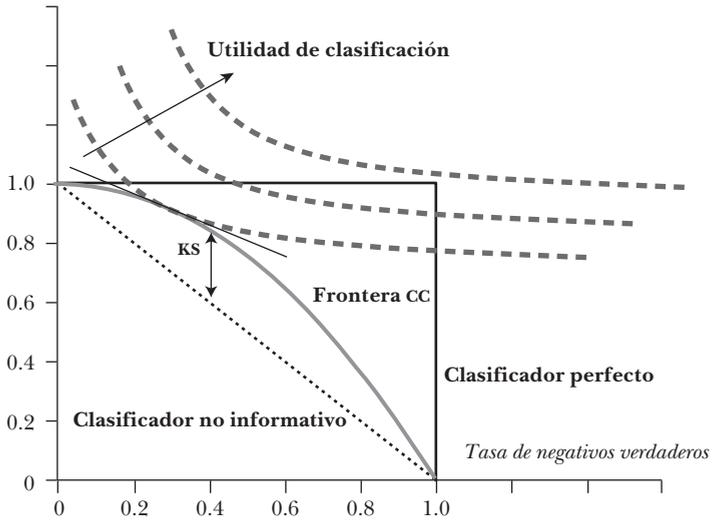
$$5 \quad \frac{dROC}{dr} = \frac{\varphi(\Theta^{-1}(1-r))}{\theta(\Theta^{-1}(1-r))},$$

donde  $\Theta$  es la *pdf* acumulada vinculada con  $\theta$ . Además, la medida estadística KS se usa para determinar el punto óptimo de operación ( $c^*$ ) mediante la maximización de la distancia entre  $tp(c)$  y  $fp(c)$ , conforme a los supuestos  $U_{ii}=1$ ,  $U_{ij} = -1$  y  $\pi=0.5$  (ver la gráfica 2).

## Gráfica 2

### CURVA DE CARACTERÍSTICAS DE FUNCIONAMIENTO DE RECEPTOR

Tasa de positivos verdaderos



Fuente: O. Jordà, *Discussion of Anchoring Countercyclical Capital Buffers: The Role of Credit Aggregates*, Working Paper, University of California, Davis, 2011.

La medida de la capacidad de clasificación general es el área bajo la curva de ROC (AUROC por sus siglas en inglés):

$$6 \quad AUROC = \int_0^1 ROC(r) dr; \quad AUROC \in [0.5, 1],$$

la cual podría calcularse como la medida estadística de suma de rangos:

$$7 \quad \widehat{AUROC} = \frac{1}{n_0 n_1} \sum_{j=1}^{n_0} \sum_{i=1}^{n_1} \left\{ I(y_j^{nc} < y_i^c) + \frac{I(y_j^{nc} = y_i^c)}{2} \right\},$$

donde  $I(\cdot)$  es la función indicador equivalente a uno cuando el argumento es verdadero, y cero en otro caso,  $n_0$  y  $n_1$  la cantidad de observaciones en  $y_j^{nc}$  y  $y_i^c$ , respectivamente, y el último término en 7 se usa para corregir los rangos atados (ver Jordà y Taylor, 2010). El AUROC es una estadística de rango WMW que equivale a 1 en el caso de un clasificador perfecto y 0.5 (línea a 45°) para un clasificador que no aporta información en lo absoluto. Además, en condiciones de regularidad estándar (ver Hsieh y Turnbull, 1996):

$$8 \quad \sqrt{n_1} \left( \widehat{AUROC} - 0.5 \right) \xrightarrow{d} N(0, \sigma^2)$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{n_0 n_1} \left[ AUROC(1 - AUROC) + (n_1 - 1)(\phi_1 - AUROC^2) + \right. \\ \left. + (n_0 - 1)(\phi_2 - AUROC^2) \right]^{1/2}$$

donde  $\phi_1 = AUROC / (2 - AUROC)$

y  $\phi_2 = 2AUROC^2 / (1 + AUROC)$ .

## 5. RESULTADOS EMPÍRICOS

Antes de realizar una evaluación de la curva de ROC, se empleó el método de extracción de señales para evaluar el desempeño de las potenciales variables condicionantes sobre distintos umbrales y horizontes. Específicamente, los valores de los umbrales por examinarse para cada indicador se basaron en las evaluaciones visuales de los datos con respecto a los periodos de crisis (ver la gráfica 1). Las señales,  $Sy_{t-h}$ , pueden adquirir el valor de 0 o 1 dependiendo de si  $y_{t-h}$  está por debajo o por encima del valor del umbral,  $c_h$ . Una señal de 1 (0) se consideró como correcta sólo si ocurría una crisis (no crisis) al final del horizonte de predicción.<sup>4</sup> Se examinaron

<sup>4</sup> Esta es una definición más conservadora en comparación con la de Borio y Lowe (2002) y de Drehmann *et al.* (2010, 2011) donde las señales de 1 (0) se consideran como correctas si una crisis

horizontes de predicción de un año, tres meses y cero años hacia adelante. Cabe resaltar que estos horizontes, en particular los últimos dos, darían al banco central un plazo relativamente breve para aplicar reservas de capital. Se examinaron los horizontes más prolongados de dos y tres años, pero con resultados inferiores. Esta deficiencia por una volatilidad relativamente alta en las series del indicador podría ser una característica de las economías en desarrollo pequeñas.

Como se expuso anteriormente, dado que no se consideran las preferencias de los entes reguladores, el mejor umbral se determina cuando se usa el método de extracción de señales al minimizar los coeficientes de señal a ruido, condicionados a al menos dos tercios de crisis predichas correctamente (ver Borio y Drehmann, 2009). Como se muestra en el cuadro 2, se usa negrita en las columnas rotuladas *Predicción* para indicar los valores del umbral que son congruentes con un coeficiente de predicción de crisis de al menos un 66%. Además, las negritas y las celdas sombreadas en las columnas rotuladas N/S indican el coeficiente de señal a ruido más bajo para los valores de umbral que satisfacen la condición.

Para el horizonte de un año hacia adelante, la brecha de crédito del sector privado/PIB real a un 20% del valor umbral logró la razón más baja de ruido a señal del 22%, así como el porcentaje más alto de predicciones correctas de un 81%. Los umbrales del 30% y del 40% para estas variables también tuvieron tasas predictivas con éxito por encima de los dos tercios, sin bien a coeficientes de señal a ruido ligeramente más altos. La brecha crédito (privado y público) / PIB real es la única otra variable que satisfizo la condición de un coeficiente de predicción de crisis de al menos un 66% (75%) y logró una razón de ruido a señal del 29% a un valor umbral del 25 por ciento.

En el horizonte de tres meses adelantados, los resultados son un tanto diferentes. La brecha de crédito a PIB real aún

---

(no crisis) ocurre *en cualquier momento* dentro del horizonte de predicción.

satisface la condición de un coeficiente de predicción de crisis de al menos un 66%, pero ahora a un valor umbral del 25% (con un coeficiente de señal a ruido del 21%) y un valor umbral del 50% (con un coeficiente de señal a ruido del 26%). Sin embargo, en contraste con los resultados para el horizonte de un año en adelante, la brecha de crédito al sector privado/PIB real no logró la condición mínima para la tasa de predicción.

Los resultados en horizontes contemporáneos son similares a los hallados en un horizonte de tres meses hacia delante. Sólo la brecha de crédito a PIB real satisface la condición de un coeficiente de predicción de crisis de al menos un 66% (81%). Similar a estos resultados para el horizonte de tres meses adelantados, esta condición se mantiene a valores de umbral de un 25% y de un 50 por ciento.

El cuadro 3 presenta el AUROC para cada indicador sobre tres horizontes. Congruente con el método de extracción de señales ya expuesto, el AUROC para la brecha de crédito a PIB real filtrada con Hodrick-Prescott, la brecha de crédito más inversión a PIB real, la brecha de crédito del sector privado a PIB real y la brecha de crédito del sector público a PIB real, todas tienen significativo valor predictivo para episodios de crisis. Sin embargo, en contraste con el método alternativo, se presenta el hecho de que se obtienen significativos valores predictivos para todos los horizontes considerados.

Además, la brecha de crédito más inversión a PIB real, la brecha de crédito del sector público a PIB real, la brecha de crecimiento de préstamos incobrables y la brecha de crecimiento de reservas por pérdidas en préstamos demuestran un importante poder predictivo, especialmente para el horizonte contemporáneo. Cabe destacar que dichos indicadores no se consideraron útiles en las condiciones del método de extracción de señales. Sin embargo, el método AUROC más robusto ofrece fuerte apoyo para las dos últimas variables indicador, en especial para ser usadas como indicadores rezagados para orientar la fase de liberación. Específicamente, como indica el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (BCBS, por sus siglas en inglés), debería considerarse la liberación de las reservas

## DESEMPEÑO DE LAS POTENCIALES VARIABLES CONDICIONANTES PARA DIFERENTES HORIZONTES DE SEÑAL

Variables condicionantes	Umbral	Predicción de un año hacia delante (%)			Predicción de tres meses hacia delante (%)			Predicción de cero años hacia delante (%)					
		Tipo 1	Tipo 2	N/S	Tipo 1	Tipo 2	N/S	Tipo 1	Tipo 2	N/S			
Crédito a PIB real	25	14	25	75	29	9	19	81	21	9	25	75	28
	50	8	38	63	41	3	25	75	26	1	25	75	25
	75	5	69	31	73	1	56	44	57	1	56	44	57
Crecimiento de crédito real	15	18	88	13	106	15	88	13	103	15	88	13	103
	20	16	88	13	105	14	88	13	101	14	88	13	101
	30	11	94	6	105	8	94	6	102	8	94	6	102
Crecimiento de inversión real	15	18	94	6	114	12	81	19	93	11	75	25	84
	20	16	94	6	112	11	81	19	91	10	75	25	83
	25	15	94	6	110	10	81	19	90	8	75	25	82
Crédito e inversión a PIB real	30	21	69	31	87	12	38	63	43	12	38	63	43
	40	14	63	38	72	4	50	50	52	4	44	56	46
	50	11	69	31	77	3	56	44	58	4	56	44	59
Crecimiento de crédito e inversión	5	26	94	6	127	22	81	19	104	21	81	19	102
	10	15	100	0	118	12	100	0	114	11	94	6	105
	15	10	100	0	111	7	100	0	107	5	94	6	99

Inversión a PIB real	70	12	100	0	114	10	100	0	111	8	94	6	102
	75	11	100	0	112	8	100	0	109	7	94	6	101
	80	11	100	0	112	4	100	0	104	3	94	6	96
Crédito del sector privado a PIB real	20	13	19	<b>81</b>	<b>22</b>	17	44	56	53	19	56	44	70
	30	6	25	<b>75</b>	27	12	63	38	71	14	75	25	88
	40	4	25	<b>75</b>	26	9	63	38	69	12	75	25	85
Crédito del sector público a PIB real	20	14	69	31	80	8	56	44	61	10	56	44	62
	35	8	88	13	95	3	94	6	96	3	75	25	77
	40	5	94	6	99	3	94	6	96	3	94	6	96
Crecimiento de préstamos incobrables	30	11	75	25	84	5	69	31	73	5	63	38	66
	40	11	75	25	84	5	63	38	66	4	56	44	59
	50	16	75	25	90	3	63	38	64	1	56	44	57
Crecimiento de reservas por pérdidas en préstamos	15	21	88	13	110	14	63	38	72	11	50	50	56
	30	11	88	13	98	5	75	25	79	3	63	38	64
	60	5	94	6	99	1	88	13	89	0	81	19	81
Inflación	5	16	63	38	75	15	75	25	88	18	88	13	106
	10	10	88	13	97	8	88	13	95	8	94	6	102
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Crecimiento de PIB real	3	10	88	13	97	10	100	0	111	10	100	0	111
	3.5	5	88	13	93	5	100	0	106	5	100	0	106
	4	4	88	13	91	4	100	0	104	4	100	0	104

Variables condicionantes	Umbral	Predicción de un año hacia delante (%)			Predicción de tres meses hacia delante (%)			Predicción de cero años hacia delante (%)					
		Tipo 1	Tipo 2	N/S	Tipo 1	Tipo 2	N/S	Tipo 1	Tipo 2	N/S			
Crecimiento de M2J real	10	16	88	13	105	15	94	6	110	15	94	6	110
	15	11	94	6	105	10	100	0	111	10	100	0	111
	20	10	94	6	104	8	100	0	109	8	100	0	109
Tasa interbancaria	3	30	56	44	81	10	69	31	98	29	63	38	88
promedio	5	19	81	19	101	16	81	19	97	16	81	19	97
mensual real	10	18	94	6	114	16	100	0	120	16	100	0	120
Tasa de depósito	3	33	88	13	130	32	94	6	137	30	88	13	125
a plazo	4	26	100	0	135	23	100	0	130	23	94	6	122
promedio ponderado	5	19	100	0	124	16	100	0	120	16	94	6	112

Notas: Se considera correcta una señal de 1(0) sólo si una crisis (no crisis) ocurre al final del horizonte de predicción. El error tipo 1 se da cuando no se emite señal y ocurre una crisis. El error tipo 2 se da cuando se emite una señal y no sucede una crisis. Predicción se refiere al porcentaje de crisis que se predijeron correctamente. Los valores en negrita en esta columna indican que más de un 66% de los trimestres de crisis fueron predichos de manera correcta. El coeficiente de señal a ruido (N/S) se define como la fracción de los errores de tipo 2 divididos por uno menos la fracción de los errores de tipo 1. Los valores en negrita y las celdas sombreadas en esta columna indican la tasa N/S más baja entre los valores umbral que se asocian con los indicadores, mostrando un correcto coeficiente de previsión de al menos un 66 por ciento.

Cuadro 3

**DESEMPEÑO DE POTENCIALES VARIABLES CONDICIONANTES  
UTILIZANDO LA CURVA DE AUROC  
PARA DIFERENTES HORIZONTES DE SEÑAL**

<i>Variables condicionantes</i>	<i>Cero años</i>	<i>Tres meses</i>	<i>Un año</i>
Crédito a PIB real	<b>0.95</b>	<b>0.94</b>	<b>0.87</b>
Crecimiento de crédito real	0.53	0.50	0.54
Crecimiento de inversión real	0.53	0.51	0.43
Crédito e inversión a PIB real	<b>0.81</b>	<b>0.81</b>	<b>0.73</b>
Crecimiento del crédito y la inversión	0.47	0.45	0.41
Inversión a PIB real	0.27	0.29	0.30
Crédito del sector privado a PIB real	<b>0.66</b>	<b>0.71</b>	<b>0.82</b>
Crédito del sector público a PIB real	<b>0.86</b>	<b>0.77</b>	<b>0.64</b>
Crecimiento de préstamos incobrables	<b>0.73</b>	<b>0.68</b>	<b>0.64</b>
Crecimiento de reservas para pérdidas en préstamos	<b>0.64</b>	0.61	0.58
Inflación	0.42	0.48	0.52
Crecimiento de PIB real	0.24	0.24	0.35
Crecimiento de M2J real	0.39	0.34	0.37
Tasa interbancaria promedio mensual real	0.53	0.49	0.52
Tasa de depósitos a plazo promedio ponderado real	0.44	0.40	0.40

Notas: La curva de AUROC de variables condicionantes relativas a los periodos de crisis para las predicciones de cero años hacia delante, para tres meses hacia delante y para un año hacia delante. Las áreas estadísticamente diferentes de 0.5 usando la prueba WMW de una cola se resaltan con negritas y una celda sombreada a un nivel de significancia del 99% y negritas al nivel de significancia del 95 por ciento.

complementarias ante una situación de pérdidas generalizadas en el sistema bancario. Del mismo modo, la brecha de crecimiento de préstamos incobrables y la de crecimiento de reservas para pérdidas en préstamos satisfacen este escenario al señalar adecuadamente el tiempo oportuno de la liberación.

El Comité de Basilea (2010) ofrece lineamientos para los países que operan con un régimen de reservas anticíclicas de capital. El Comité desarrolló también una fórmula que arroja un monto de reservas, el cual varía de acuerdo con el tamaño de la desviación de los componentes cíclicos de las variables condicionantes a partir de sus tendencias a largo plazo. La fórmula vincula una variable condicionante con un factor de ajuste de capital. Este factor complementario equivale a cero en malos tiempos y se incrementa linealmente en la variable condicionante hasta un nivel máximo fijado. En la práctica, cada autoridad nacional toma sus propias decisiones con respecto a la elección de las variables condicionantes y a las herramientas estadísticas que dividen estas variables de tendencia y cíclicos.

La fórmula para los complementos anticíclicos podría presentarse como:

$$9 \quad k_t = \begin{cases} 0 & \text{si } y_t < L \\ \frac{y_t - L}{H - L} k_{max} & \text{si } L \leq y_t \leq H \\ k_{max}^i & \text{si } H < y_t \end{cases} .$$

La elección de los niveles de la brecha de umbral superior e inferior,  $L$  y  $H$ , son críticos para la velocidad y el momento del ajuste del colchón en función de la acumulación del riesgo sistémico. El Comité de Basilea ha establecido criterios generales para determinar los niveles de brecha del umbral como lineamientos iniciales para que las autoridades pertinentes tomen decisiones con respecto a las reservas complementarias (BCBS, 2010):

- 1)  $L$  debería ser lo suficientemente bajo para que los bancos sean capaces de acumular capital de manera gradual antes de una crisis potencial. Como los bancos tienen un año para recabar el capital adicional, esto significa que el indicador debería traspasar el mínimo al menos 2-3 años antes de una crisis.
- 2)  $L$  debería ser lo suficientemente alto para que no se requiera de capital adicional durante tiempos normales.
- 3)  $H$  debería ser lo suficientemente bajo para que la reserva esté en su máximo antes de una crisis bancaria de envergadura.

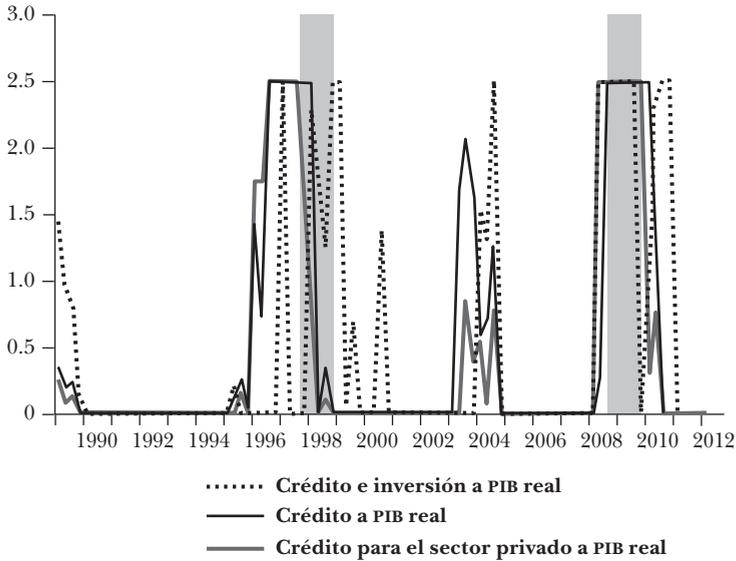
La gráfica 3 ilustra cómo las reservas anticíclicas hubieran afectado a los bancos comerciales de Jamaica, mediante el uso de la brecha de crédito a PIB real filtrados con HP, brecha de crédito e inversión a PIB real como variables condicionantes (respaldadas por el método AUROC) durante el periodo de muestra de este estudio. De acuerdo con los lineamientos de Basilea (2010), el colchón complementario de capital ( $k_{max}$ ) se fijó en un 2.5% de los activos ponderados por riesgo. La gráfica describe la evolución del capital complementario cuando  $L=15\%$  y  $H=50\%$  para fines exclusivamente de exposición. Para ambos periodos de crisis, el colchón alcanzaría el valor máximo antes de que se inicie la crisis. Este rasgo de las variables condicionantes ofrece una justificación para establecer  $\lambda = 16,000$ , lo cual está por debajo del  $\lambda = 400,000$  usado para estudios en países avanzados.

Mientras que la fase de acumulación asociada con estas variables condicionantes es suficiente para el primer episodio de crisis (dos años), es breve (un trimestre) en el caso del segundo periodo de crisis. Es interesante notar que las variables condicionantes indican una acumulación de reservas de capital en el periodo 2003 a 2004, si bien con menor duración y menor magnitud en comparación con los episodios de crisis. Sin embargo, este periodo no se considera como un episodio de crisis

Gráfica 3

DESEMPEÑO HISTÓRICO DE LOS AMORTIGUADORES DE CAPITAL ANTICÍCLICOS PARA LOS BANCOS COMERCIALES DE JAMAICA

(porcentajes)



Fuente: O. Jordà, *Discussion of Anchoring Countercyclical Capital Buffers: The Role of Credit Aggregates*, Working Paper, University of California, Davis, 2011.

dado que se mantienen bajos los montos de préstamos morosos en el sector bancario y sigue siendo abundante la liquidez en el mercado. Sin perjuicio de la falta de una crisis *oficial*, los bancos comerciales operaron dentro de un entorno macroeconómico muy desafiante dentro de este periodo desatado por el anuncio de un conflicto fiscal de envergadura y un descenso en la calificación de la deuda soberana de Jamaica según Standard and Poor's para fines de 2002. Dado las condiciones financieras internas de deterioro, particularmente en el mercado cambiario, el banco central instituyó un *requerimiento especial de reserva de depósitos* para las DTI el 10 de enero de 2003 y realizó un marcado ajuste al alza de las tasas de interés en tres ocasiones durante la primera mitad de 2003 para restringir

el exceso de liquidez en el mercado. Por consiguiente, en el contexto del endurecimiento de la política monetaria durante 2003, puede argumentarse razonablemente que las acciones del banco central evitaron un inminente ciclo de auge y caída en aquel momento de solvencia soberana debilitada.

## 6. CONCLUSIÓN E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

El presente artículo respalda los hallazgos de otros estudios (por ejemplo Borio y Drehmann, 2009), que indican que quienes formulan las políticas públicas pueden usar variables condicionantes con horizontes de un año y de tres meses tales como crédito a PIB, el crecimiento de los préstamos incobrables y el crecimiento de las reservas por pérdidas en préstamos al planear las reservas anticíclicas de capital. Se reconoce que la confiabilidad de estos horizontes relativamente cortos, que podría deberse a la volatilidad relativamente alta en las series de indicadores, daría a los formuladores de política poco tiempo para la instrumentación. Estas deficiencias podrían ser un rasgo sobresaliente de las economías pequeñas en desarrollo.

La novedad de este artículo consiste en el hallazgo de que las variables del sector bancario que reflejan la acumulación de riesgo soberano (esto es el nivel de crédito e inversión en valores del sector público) tienen un desempeño exitoso como variables condicionantes para Jamaica. Por lo tanto, otras economías con un historial de preponderancia fiscal y de un sector público que desplaza al crédito del sector privado deberían explorar las variables que reflejan la acumulación de riesgo soberano como guía para las fases de acumulación y de liberación de requerimientos de reserva de capital para los sectores bancarios.

Cabe destacar que sería crucial determinar el momento exacto de instrumentar una reserva anticíclica de capital, ya que debería establecerse sólo en un periodo del ciclo *clear up*. De lo contrario, podría tener implicaciones negativas en términos de la fortaleza financiera de los bancos, la confianza en el sector percibida entre los accionistas y la reputación del banco central. Contra este requisito, si bien este artículo se enfoca en el cálculo de

la tendencia a largo plazo mediante el filtro HP como guía para que el colchón sea compatible con el método propuesto por el BCBS, los filtros estadísticos alternativos podrían aplicarse para obtener resultados comparativos para controles de fiabilidad.<sup>5</sup> Sin embargo, al experimentar con otros enfoques estadísticos para retirar la tendencia, es poco probable que se logre una mejora marcada en el desempeño de los indicadores. Ciertamente, se podría explorar un enfoque alternativo tal como el propuesto por Geršly y Seidler (2010) que se basa en una técnica fuera de muestra (*out-of-sample*) para estimar el nivel de equilibrio del crédito basado en fundamentos y podría ser más apropiado para pequeñas economías en desarrollo tales como Jamaica.

Además, las autoridades macropрудenciales de Jamaica necesitarán acumular series de tiempo más prolongadas de datos sobre estos indicadores para fortalecer el marco de toma de decisiones en cuanto a la aplicación de reservas anticíclicas de capital. Posteriormente deberían explorarse mayores desagregaciones de las variables para refinar la eficacia de la información relevante contenida en los indicadores. Por ejemplo, el crédito debería desglosarse aún más por tamaño de institución, divisa y sector económico.

Cabe destacar que el enfoque regulatorio para mitigar la prociclicidad del sistema financiero debería abarcar todos los aspectos, incluyendo a todas las instituciones financieras, para mitigar las oportunidades de arbitraje. Además del requerimiento de reservas anticíclicas, deberían utilizarse otros elementos del marco regulatorio prudencial. Por ejemplo, el excesivo crecimiento del crédito (y la consiguiente caída en la calidad del mismo) procede esencialmente de las prácticas inadecuadas de gestión del riesgo. Si bien el banco central podría estar en la mejor posición para asignar los requerimientos de capital de manera proporcional al grado de riesgo que toman los bancos durante etapas de crecimiento del crédito, no debería establecerse como un mecanismo holístico basado en una regla.

---

<sup>5</sup> Los filtros alternativos incluyen el de Beveridge y Nelson (1981) y el filtro de *band-pass*, entre otros.

## Bibliografía

- Berge, T. J., y O. Jordà (2011), “Evaluating the Classification of Economic Activity into Recessions and Expansions”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 3, núm. 2, pp. 246-77.
- Bernanke, B., S. Gertler y S. Gilchrist (1995), “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, en *Handbooks in Economics*, vol. 1, Elsevier, Amsterdam, pp.1341-1393.
- Borio, C., C. Furfine y P. Lowe (2001), “Procyclicality of the Financial System and Financial Stability Issues and Policy Options”, en *Marrying the Macro- and Micro-prudential Dimensions of Financial Stability*, BIS Paper, núm. 1, pp.1-57.
- Borio, C., y M. Drehmann (2009), “Assessing the Risk of Banking Crises –Revisited”, *BIS Quarterly Review*, marzo, pp. 29-46.
- Borio, C., y P. Lowe (2001), “To Provision or Not to Provision”, *BIS Quarterly Review*, septiembre, pp. 36-48.
- Borio, C., y P. Lowe (2002), “Assessing the Risk of Banking Crises”, *BIS Quarterly Review*, diciembre, pp. 43-54.
- Calza, A., C. Gartner y J. M. Sousa, (2001), *Modelling the Demand for Loans to the Private Sector in the Euro Area*, ECB Working Paper, núm. 55.
- Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010), *Countercyclical Capital Buffer Proposal*, documento de consulta, Basilea.
- Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010), *Guidance for National Authorities Operating the Countercyclical Capital Buffer*, Basilea.
- Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2006), *Basel II: International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework—Comprehensive Version*, Banco de Pagos Internacionales, junio.
- De Lis, F. S. y J. Saurina (2001), *Credit Growth, Problem Loans and Credit Risk Provisioning in Spain*, BIS Paper, núm. 1, pp. 331-353.
- Demirgüç-Kunt, A., y E. Detragiache (1998), “The Determinants of Banking Crises: Evidence from Developing and Developed Countries”, *IMF Staff Papers*, vol. 45, pp. 81-109.
- Drehmann, M., C. Borio, L. Gambacorta, G. Jiménez, y C. Trucharte (2010), *Countercyclical Capital Buffers: Exploring Options*, BIS Working Paper, núm. 317.
- Drehmann, M., C. Borio y K. Tsatsaronis (2011), *Anchoring Countercyclical Capital Buffers: The Role of Credit Aggregates*, BIS Working Paper, núm. 355.
- Frait, J., y Z. Komárková (2009), “Instruments for Curbing Fluctuations in Lending Over the Business Cycle”, en *Financial Stability Report 2008/2009*, Czech National Bank, pp. 72-81.

- Giese, J., H. Andersen, O. Bush, C. Castro, M. Farag y S. Kapadia, *The Credit-to-GDP Gap and Complementary Indicators for Macroprudential Policy: Evidence from the UK*, Bank of England Working Paper.
- Geršl, A., y P. Jakubik, (2006), “Procyclicality of the Financial System and Simulation of the Feedback Effect”, en *Financial Stability Report 2009/10*, Czech National Bank, pp. 110-119.
- Geršl, A., y J. Seidler (2011), “Excessive Credit Growth as an Indicator of Financial (In)stability and its Use in Macro prudential Policy”, en *Financial Stability Report 2010/11*, Czech National Bank, pp. 112-122.
- Hsieh, F., y B. W. Turnbull (1996), “Nonparametric and Semiparametric Estimation of the Receiver Operating Characteristic Curve”, *The Annals of Statistics*, vol. 24, núm. 1, pp. 25-40.
- Jordà, Ò. (2011), *Discussion of Anchoring Countercyclical Capital Buffers: The Role of Credit Aggregates*, Working Paper, University of California, Davis.
- Jordà, Ò., y A. M. Taylor (2011), *Performance Evaluation of Zero-net Investment Strategies*, mimeo., University of California, Davis.
- Kaminsky, G. L., y C. M. Reinhart (1999), “The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems”, *American Economic Review*, vol. 89, núm. 3, pp. 473-500.
- Koopman, S. J., R. Kraussl, A. Lucas y A. Monterio (2009), “Credit Cycles and Macro Fundamentals”, *Journal of Empirical Finance*, vol. 16, núm. 1, pp. 42-54.
- Novoa, A., J. Scarlata y A. Sole (2009), *Procyclicality and Fair Value Accounting*, IMF Working Paper, vol. 9, núm. 39.
- Quagliariello, M. (2007), *Banks’ Riskiness over the Business Cycle: A Panel Analysis on Italian Intermediaries*, Bank of Italy Economics Research Paper, núm. 599.
- Saurina, J. (2009), “Dynamic Provisioning: The Experience of Spain, Crisis Response, Public Policy for the Private Sector”, The World Bank, Note Number 7, julio.

## ► Documentos de Investigación

- ***Manejo del balance bancario en México***

Fanny Warman

María José Roa

Abril 2015

JEL: G21

Palabras clave: banca, pasivos bancarios, balance bancario, sistema financiero, México



- ***Prudential Regulation, Currency Mismatches and Exchange Rate Regimes in Latin America and the Caribbean***

Martín Tobal

2014, November

JEL: E58, F31

Keywords: Prudential regulation, currency mismatches, exchange rate regimes, Latin America, Caribbean



- ***Financial Inclusion in Latin America and the Caribbean: Access, Usage and Quality***

María José Roa

2015, April

JEL: D14, G23, G28, I22, O16

Keywords: Financial inclusion, access, use, Latin America, Caribbean



## MIEMBROS DEL CEMLA

---

### Asociados

Banco Central de la República Argentina	Banco Central de Reserva de El Salvador
Centrale Bank van Aruba	Banco de Guatemala
Central Bank of The Bahamas	Bank of Guyana
Central Bank of Barbados	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Belize	Banco Central de Honduras
Banco Central de Bolivia	Bank of Jamaica
Banco Central do Brasil	Banco de México
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Centrale Bank van Curaçao en Sint Maarten	Banco Central del Uruguay
Banco Central del Ecuador	Banco Central de Venezuela

### Colaboradores

#### *Bancos centrales*

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banca d'Italia
Bank of Canada	Bangko Sentral ng Pilipinas
Banco de España	Banco de Portugal
Federal Reserve System (Estados Unidos de América)	Sveriges Riksbank (Suecia)
Banque de France	Swiss National Bank
	European Central Bank

#### *Otras instituciones*

Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Turks and Caicos Islands Financial Services Commission
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Superintendencia de Bancos de Guatemala	Banco Latinoamericano de Comercio Exterior, S. A.
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	CAF-Banco de Desarrollo de América Latina
Superintendencia de Bancos de Panamá	Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisen-verband e.V.
Superintendencia de Bancos (República Dominicana)	Fondo Latinoamericano de Reservas

# CEMLA

## Asamblea

---

Bancos centrales asociados (*vox et votum*)

Miembros colaboradotres (*vox*)

## Junta de Gobierno 2013-2015

---

### Presidente

Alexandre Antonio Tombini, BANCO CENTRAL DO BRASIL

### Miembros asociados

Juan Carlos Fábrega, BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

Jeanette R. Semeleer, CENTRALE BANK VAN ARUBA

José Darío Uribe Escobar, BANCO DE LA REPÚBLICA (Colombia)

Agustín Carstens, BANCO DE MÉXICO

Héctor Valdez Albizu, BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA DOMINICANA

Nelson José Merentes Díaz, BANCO CENTRAL DE VENEZUELA

### Miembros colaboradores

Stephen S. Poloz, BANK OF CANADA

Luis M. Linde, BANCO DE ESPAÑA

## Administración

---

Fernando Tenjo Galarza

*Director general*

Dalmir Louzada

*Subdirector general*

# CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Regional de Bancos Centrales

[www.cemla.org](http://www.cemla.org)

Monetaria

ISSN: 0185-1136