

## PALABRAS CLAVE

Productos básicos  
Exportaciones  
Precios de productos básicos  
Índices de precios  
Datos estadísticos  
América Latina

# Variabilidad y persistencia de los precios de los productos básicos en América Latina

*Omar D. Bello, Fernando Cantú y Rodrigo Heresi*

**E**n este trabajo se caracterizan la variabilidad y persistencia de los precios reales de los principales productos básicos de exportación de América Latina. Los resultados de esta investigación revelan que las series de los índices reales de precios de una gran mayoría de los productos básicos muestran una alta persistencia a las perturbaciones (*shocks*) y que todas ellas sufrieron repetidamente perturbaciones de signo contrario, por lo que todos los productos básicos presentan múltiples ciclos. Respecto de la fase de auge de precios iniciada a principios de la década de 2000, esta se diferencia de las anteriores por su duración, naturaleza y generalidad en términos del número de productos. Sin embargo, ello no permite afirmar, dado que se trata de un solo ciclo, que hubo un cambio definitivo en el patrón cíclico de las series de precios de los productos básicos.

Omar D. Bello

Oficial de Asuntos Económicos de la  
Unidad de Evaluación de Desastres.

División de Desarrollo Sostenible y  
Asentamientos Humanos, CEPAL

✉ [omar.bello@cepal.org](mailto:omar.bello@cepal.org)

Fernando Cantú

Oficial de Asuntos Económicos

División de Desarrollo Económico, CEPAL

✉ [fernando.cantu@cepal.org](mailto:fernando.cantu@cepal.org)

Rodrigo Heresi

Consultor de la División de Desarrollo

Económico, CEPAL

✉ [rheresig@gmail.com](mailto:rheresig@gmail.com)

# I

## Introducción

La variabilidad que presentan las series de precios reales de los productos básicos ha sido de gran importancia para las economías latinoamericanas en distintas dimensiones. En general, la balanza comercial, el saldo presupuestario, la inflación, el tipo de cambio real y el crecimiento económico de diferentes países de la región han sido a menudo afectados por los ciclos de precios de los productos básicos, lo que supone desafíos para las políticas económicas que se han aplicado en estos países. Ello es especialmente cierto en economías con una canasta de exportaciones altamente concentrada en productos básicos o con unas cuentas fiscales estrechamente dependientes de ingresos vinculados a productos básicos.

A pesar de los esfuerzos por diversificar la matriz productiva y exportadora, la región aún depende en un alto porcentaje de la exportación de bienes primarios.<sup>1</sup> Más aún, buena parte de las manufacturas de exportación se basan en recursos naturales y, dado su escaso valor agregado, se encuentran igualmente expuestas a las fluctuaciones en los precios internacionales de los productos básicos. Por ejemplo, en promedio para el período 2000-2006 y para el agregado regional de América Latina (16 países), un 45% del total de exportaciones corresponden a bienes primarios, mientras que casi la mitad del resto (47%) corresponden a manufacturas intensivas en uso de recursos naturales.<sup>2</sup> El panorama país por país es bastante similar, salvo algunas excepciones, como el Brasil y México, donde las canastas de exportación están algo más diversificadas, siendo estas cifras 28,5% y 34,5% en el caso del Brasil, y 14,1% y 7,8% en el de México. Desde el punto de vista de la canasta de las importaciones, hay que destacar la

gravitación del petróleo y sus derivados en el total de compras externas de los países. Por ejemplo, en 2007 Chile, Honduras, Nicaragua y el Uruguay tuvieron un nivel de importaciones de petróleo que representó más del 20% del total de importaciones, mientras que en el Brasil, Costa Rica, el Ecuador, El Salvador, Guatemala, Panamá, el Paraguay y el Perú el nivel sobrepasó el 10%. En contraposición, los países productores de petróleo como Colombia, el Ecuador, México y República Bolivariana de Venezuela no comparten este problema. Además, el precio del petróleo tiene el potencial de afectar al crecimiento de los índices de precios internos como quedó demostrado en 2008.

De igual forma, en algunas economías de la región, los ingresos fiscales por concepto de (producción, tributación o ambos) bienes primarios tienen una participación significativa en el total de ingresos de este sector.<sup>3</sup> En el Estado Plurinacional de Bolivia, por ejemplo, los ingresos fiscales por concepto de impuestos sobre los hidrocarburos representaron el 34% del total de ingresos, es decir, un 11% del producto interno bruto (PIB). A su vez, en Chile los ingresos del cobre aportados por la Corporación Nacional del Cobre (CODELCO), empresa minera estatal, alcanzaron a un 18% del total de ingresos del gobierno central (5% del PIB), cifra en que no se consideran los impuestos cobrados a las empresas mineras privadas que operan en el país. En México, los ingresos del gobierno provenientes del petróleo superan el tercio (35%) del total de ingresos fiscales (9% del PIB), mientras que en Colombia y el Ecuador la cifra es de 14% y 25%, respectivamente. El caso más extremo en la región lo constituye la República Bolivariana de Venezuela, donde más de la mitad de los ingresos fiscales provienen del petróleo.

El objetivo de este trabajo es caracterizar la variabilidad de los precios de los principales productos básicos de América Latina en el período 1960-2009, en el que ocurrieron distintos episodios de alzas y caídas de las cotizaciones reales de esos productos.<sup>4</sup> Para esta

<sup>1</sup> Véase CEPAL (2007 y 2008).

<sup>2</sup> Incluye a la Argentina, Estado Plurinacional de Bolivia, el Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, el Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Panamá, el Paraguay, el Perú, el Uruguay y República Bolivariana de Venezuela. Se excluye a México, ya que este país representa cerca del 40% del total de exportaciones de la región en 2006, y una parte importante de ellas corresponde a bienes producidos por la industria maquiladora, que se clasifican como manufacturas, pero que tienen escaso valor agregado. El considerable peso de México y sus manufacturas de bajo valor agregado incorporado haría perder el punto que se quiere enfatizar con el agregado, cual es la elevada concentración en productos básicos de la canasta exportadora de la región.

<sup>3</sup> Las cifras presentadas corresponden al promedio de 2003 a 2007.

<sup>4</sup> La base de datos utilizada contiene 27 índices de precios reales de productos básicos y 7 agrupaciones de estos, con periodicidad trimestral para el período comprendido entre el primer trimestre de 1960 y el cuarto trimestre de 2009.

caracterización se analizan tres importantes aspectos de la variabilidad: los aumentos y caídas no espurias de precios, la definición precisa de sus ciclos y la persistencia de una perturbación en los precios. Con respecto al primer aspecto, utilizamos los conceptos de incrementos netos y caídas netas de precios. Tienen lugar incrementos (caídas) netos(as) de precios cuando la cotización en cierto trimestre es mayor (menor) que el máximo (mínimo) de los seis trimestres anteriores. Con la longitud de la ventana utilizada se procura eliminar las alzas o caídas espurias de precios. En relación con el segundo tema, se determinaron fechas precisas para los ciclos de los precios reales de los productos básicos de América Latina. Con ese fin se aplicó un procedimiento basado en el algoritmo de Bry-Boschan, que permite determinar los máximos y mínimos locales de una serie. Un ciclo es un período que se compone de un auge y una caída de precios; siendo definido un auge (caída) como el período que comienza con un mínimo (máximo) local y termina con un máximo (mínimo) local. Por último, la persistencia de una perturbación de precios se mide por medio del estimador insesgado de la mediana de modelos autorregresivos de Andrews y Chen (1994) y de un estimador del parámetro de “memoria” de un modelo ARMA fraccionalmente integrado.

## II

### Revisión de la literatura y hechos estilizados

La importancia de los precios de los productos básicos para la economía mundial ha generado una amplia literatura, de la que se pueden extraer algunos hechos estilizados. En primer lugar, los precios de los productos básicos no tienen una tendencia evidente (véanse Grilli y Yang, 1988; Cuddington, 1992; Deaton y Laroque, 1992; Deaton, 1999; Cashin y McDermott, 2002; Cuddington, Ludema y Jayasuriya, 2002; Ocampo y Parra, 2003). Según Cashin y McDermott (2002), incluso en el caso en que se encontrara una tendencia negativa ello tendría una relevancia práctica bastante limitada, debido a que esa tendencia sería pequeña en valor absoluto y estaría dominada, como se analizará en el segundo hecho estilizado, por la variabilidad que presenta la serie. Todos estos autores llegaron a esa conclusión utilizando bases de datos en que se incluyen índices de precios reales agregados e individuales de productos básicos, con una longitud de entre 80 años y 140 años, así como diferentes métodos econométricos para caracterizar las tendencias.

Los principales resultados del trabajo son los siguientes:

- i) En todos los productos básicos de la muestra ocurrieron más caídas netas que incrementos netos de precios, aunque durante el período 2000-2009 acontecieron más aumentos netos que caídas netas para la mayoría de los productos básicos.
- ii) En términos de duración, las fases de caídas de precios son más largas en promedio (número de trimestres) que los auges, pero la fase ascendente de precios del período 2000-2009 no tiene precedentes en términos de duración y magnitud.
- iii) Las perturbaciones de los precios de los productos básicos son, en general, altamente persistentes.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección II se presenta una breve discusión de los principales hechos estilizados acerca de los movimientos de precios básicos. En la sección III se presentan los resultados de las variaciones no espurias de precios y de las estimaciones del ciclo. En la sección IV se estima la persistencia de las perturbaciones antes mencionadas, su aplicación y los resultados obtenidos. Por último, en la sección V presentamos algunas consideraciones evaluativas.

En segundo término, las series de precios de los bienes primarios se caracterizan por repentinos e importantes incrementos y caídas, lo que les confiere una alta varianza. Las series de precios reales del petróleo, cobre, café y azúcar permiten ilustrar esta idea (véase el gráfico 1). Nótese que las alzas abruptas experimentadas por el petróleo y el café corresponden a perturbaciones negativas de oferta. Con relación al petróleo, en el primer trimestre de 1974 su precio se incrementó 273% con respecto al último trimestre de 1973, y en 1979 aumentó nuevamente, esta vez 102% respecto de 1978. Estos eventos se produjeron debido a factores políticos que generaron una marcada restricción de oferta (Deaton, 1999). En el caso de los bienes agrícolas, un ejemplo ampliamente citado es del café, cuyo precio subió 60% en términos reales entre mediados de 1976 y mediados de 1977; esta alza estuvo ligada a una helada que redujo sustancialmente la cosecha del Brasil, con un impacto importante en la oferta mundial.

En tercer lugar, Deaton y Laroque (1992), sobre una base de datos anual para el período 1900-1987 en que incluyeron 11 productos agrícolas y 2 minerales, obtienen una autocorrelación elevada en las distintas series. Asimismo, Cuddington (1992), Deaton (1999) y Cashin, Liang y McDermott (2000) confirman el hecho de que las series son altamente persistentes.

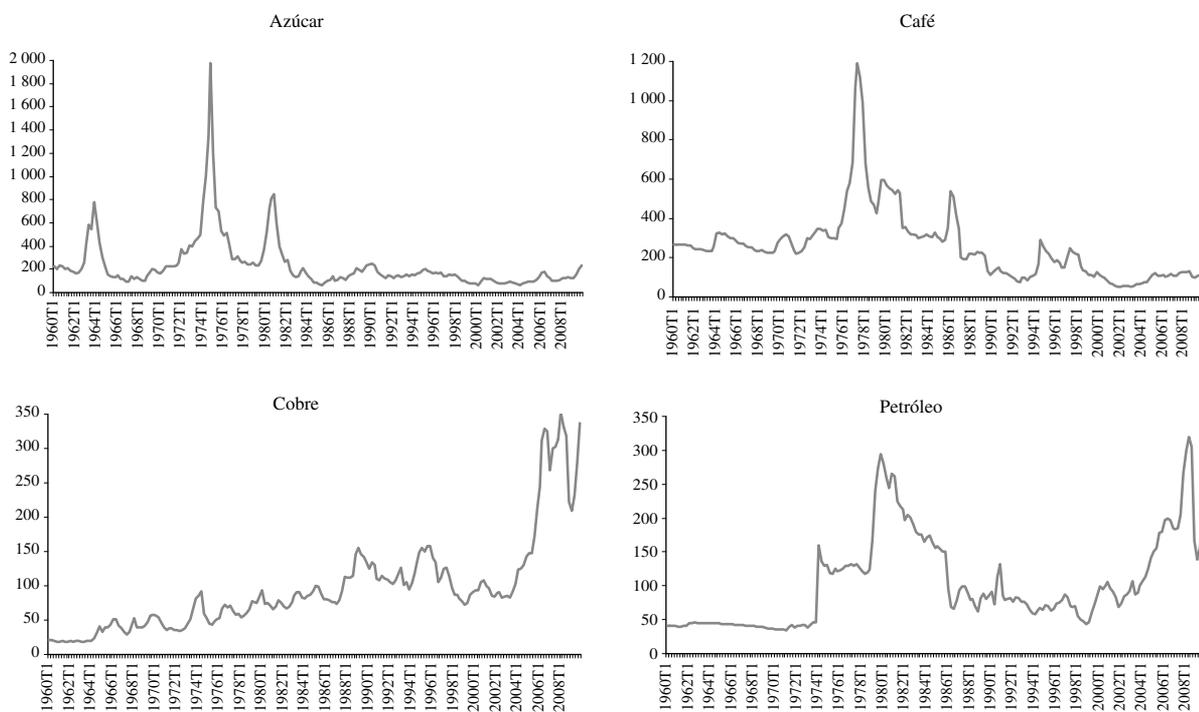
Por último, los precios de productos básicos muy diferentes presentan una alta correlación, evidencia que fue encontrada por Pyndick y Rotemberg

(1990). Sin embargo, Cashin, McDermott y Scott (1999b) no encontraron tales correlaciones usando datos posteriores a la década de 1970, por lo que concluyeron que el resultado de aquellos autores se relaciona con la perturbación petrolera de mediados de los años setenta.

En la secciones III y IV retomaremos el segundo hecho estilizado a la luz de la base de datos y el tercero sobre la base de los conceptos y estimadores de persistencia utilizados.

GRÁFICO 1

**Índices de precios reales: productos seleccionados, primer trimestre de 1960 a cuarto trimestre de 2009**  
(Año base 2000=100)



*Fuente:* elaboración propia sobre la base de estadísticas de precios de productos básicos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

*Nota:* la letra T indica el trimestre del año, por ejemplo: 1969 T4; el número corresponde al primer, segundo, tercero o cuarto trimestre, según sea el caso.

### III

## La variabilidad de los índices de precios reales de los productos básicos

Para analizar las fluctuaciones de los índices de precios de los productos básicos se utilizó una base de datos que contiene 27 índices de precios reales de los principales productos básicos de exportación de América Latina y 7 agrupaciones de estos, con periodicidad trimestral para el período del primer trimestre de 1960 al cuarto trimestre de 2009.<sup>5</sup> Las agrupaciones son el índice general, productos alimenticios, materias primas agrícolas y minerales y metales. El índice general abarca todos los productos básicos considerados en la fuente de la base de datos.<sup>6</sup> En el agregado productos alimenticios existen tres subgrupos: alimentos, bebidas tropicales y aceites y oleaginosas. Las series fueron ajustadas por estacionalidad utilizando *tramo-seats*.<sup>7</sup>

En cuanto a las fluctuaciones, la atención se focalizó en dos asuntos relacionados. Primero, los incrementos sostenidos y las caídas sostenidas de precios de los productos básicos, debido a que ellos son los que tendrían un efecto macroeconómico; con ese fin se utilizó el concepto de incrementos netos y caídas netas de precios. Segundo, la secuencia de caídas y auges de las cotizaciones de los precios de los productos básicos, esto es, sus ciclos.

#### 1. Incrementos y caídas netas de precios

En el presente estudio se considera que hay un incremento neto de precios en un trimestre  $t$  si la cotización del trimestre actual  $P_t$  es mayor que el máximo de los seis trimestres anteriores.<sup>8</sup> Por otra parte, se estima que

hay una caída neta de precios en un trimestre  $t$  si  $P_t$  es menor que el mínimo de los seis trimestres previos.

Estos conceptos y su aplicación representan una extensión en dos direcciones respecto del trabajo de Hamilton (1996). En primer lugar, se incluye una definición de caída neta de precios, debido a que el único objetivo del trabajo mencionado era estudiar el efecto de los incrementos netos de precios del petróleo en la actividad económica de los Estados Unidos. En el presente estudio interesa también analizar las caídas de los precios de los productos básicos, ya que —como se mencionó anteriormente— los movimientos de precios a la baja son recurrentes en las series de precios de los productos básicos, con consecuencias macroeconómicas significativas para algunos países latinoamericanos.

En segundo lugar, en este trabajo la definición es más restrictiva que la del citado autor, puesto que se utilizan seis trimestres en lugar de cuatro como criterio para determinar si en un trimestre ocurrió una caída o incremento neto de precios.<sup>9</sup> La ampliación del período de comparación se hace para aislar aquellos movimientos de precios que pudieran tener efectos en términos macroeconómicos, en el entendido de que estas repercusiones se manifiestan en términos de decisiones de los agentes (sector público y privado) si se sostienen al menos por seis trimestres. De igual manera, un período de seis trimestres permite filtrar variaciones espurias de los precios.

Estas definiciones hacen posible caracterizar en tres categorías cada período de las series de tiempo utilizadas: incrementos netos de precios, caídas netas de precios y períodos que no pueden caracterizarse por ninguno de estos movimientos.

<sup>5</sup> Se escogió una dimensión trimestral de los datos para eliminar una parte del ruido que podrían tener los índices reales de precios y para futuras aplicaciones en las que se combinen con datos macroeconómicos trimestrales de los países.

<sup>6</sup> Estadísticas de precios de productos básicos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

<sup>7</sup> Todas las series temporales fueron ajustadas por estacionalidad mediante el método *tramo-seats*, un algoritmo destinado a la predicción, corrección de valores extremos, ajuste estacional, estimación de efectos de calendario, estimación de la tendencia-ciclo y otros usos. Para ello, se utilizó el programa Demetra, desarrollado por la Oficina de Estadística de las Comunidades Europeas (Eurostat), con los parámetros elegidos de manera automática.

<sup>8</sup> Hamilton (1996) define un incremento neto de precios como una situación en que el precio de un trimestre supera al precio máximo de

los cuatro trimestres precedentes. El autor utiliza esta definición para estudiar los auges en el mercado petrolero. No focaliza su estudio en las caídas, argumentando que solo los aumentos de precios del petróleo tienen una repercusión macroeconómica para la economía de los Estados Unidos. Utilizando datos trimestrales para el período comprendido entre el primer trimestre de 1984 y el segundo trimestre de 1994, concluye que incrementos netos de los precios del petróleo tuvieron lugar en el período 1973-1981 y luego en el lapso 1989-1992.

<sup>9</sup> Bello y Heresi (2008) realizaron este ejercicio con ocho trimestres. Los resultados no variaron significativamente respecto de lo expresado en este estudio.

a) *Resultados para toda la muestra*

En el cuadro 1 se presenta, por décadas, el número de incrementos netos y caídas netas de precios. Lo primero que se destaca es que en el período 1960-2009, 20 de los 27 índices reales de precios de productos básicos considerados anotaron más caídas netas que incrementos netos de precios.<sup>10</sup> Este fue el caso para los índices de precios reales de todas las agrupaciones en la muestra; por ejemplo, el índice general de precios de todos los productos básicos registró 41 incrementos netos y 56 caídas netas.

Las agrupaciones cuyos índices reales de precios anotaron el mayor número de períodos donde ocurrieron incrementos netos fueron los minerales y metales y los aceites y oleaginosas con 49 y 45, respectivamente. Los índices de precios de productos básicos que lideraron los incrementos netos fueron el plomo (54), la harina de pescado (54) y el cobre (47). Por otra parte, las agrupaciones que registraron la mayor cantidad de períodos en que hubo caídas netas fueron las materias primas agrícolas y los minerales y metales con 58. El hierro fue el producto básico cuyo índice real de precios anotó el mayor número de períodos con caídas netas (86), seguido por el tabaco y el caucho con 67 y 66, respectivamente.

La diferencia entre las caídas netas y los incrementos netos de precios varió según la década. En los años ochenta y noventa, las primeras superaron a los segundos en 30 y 31 del total de 34 índices de precios reales considerados, respectivamente. En los años sesenta, el resultado de esta comparación fue 19, mientras que en los años setenta y la década de 2000 los resultados fueron 7 y 1, respectivamente. Cabe considerar que en el período de 1970 a 2009 las caídas o incrementos netos entre los productos básicos parecieran estar altamente correlacionados; es decir, experimentaron caídas netas o incrementos netos de forma conjunta. Esto es consistente con el cuarto hecho estilizado referido en la sección II y con lo que se observa en la base de datos aquí utilizada.<sup>11</sup>

<sup>10</sup> Solo los índices reales de los siguientes productos no presentaron más caídas netas que incrementos netos: el azúcar, el banano, la carne de soya, la harina de pescado, el cobre, el plomo y el oro.

<sup>11</sup> En cuanto a las correlaciones entre los índices de precios agregados, se destaca que la mayoría tiene signo positivo; en otras palabras, los precios de productos básicos tienden a moverse en la misma dirección. Igualmente, como era de esperar, hay una alta correlación entre los índices de productos alimenticios y materias primas agrícolas (0,85 para la muestra completa). Asimismo, resalta la correlación de cada uno de estos grupos con el de minerales y metales, aproximadamente 0,72. Por otra parte, el petróleo presenta correlaciones significativamente más bajas con estos tres grupos. Este resultado se debe a la

b) *Resultados para la década de 2000*

Los índices reales de precios de los productos básicos en esta década se caracterizaron por los siguientes hechos:

- i) En esta muestra, todos los productos básicos así como sus agrupaciones, con la excepción del tabaco, anotaron mayor cantidad de incrementos netos de precios que caídas netas.
- ii) Se produjo una mayor cantidad de incrementos netos de precios en todas las agrupaciones, excepto en aceites y oleaginosas, que en cada una de las cuatro décadas precedentes. El índice general de precios reales anotó en esta década un 37% de los incrementos netos de precios que se produjeron en el período completo; similar valor presentó la agrupación minerales y metales, mientras que para alimentos y materias primas agrícolas esta proporción fue de 30%.<sup>12</sup> Para el petróleo fue de 39%. Claramente, el ascenso de precios de los productos básicos fue encabezado por los minerales y metales y el petróleo. Desde el punto de vista de los índices individuales, en la década de 2000 los 27 productos básicos de la muestra registraron más incrementos netos que en las décadas de 1980<sup>13</sup> y 1990, mientras que en comparación con los años sesenta y setenta, esto aconteció para 22 y 15 productos básicos, respectivamente.
- iii) Consistente con lo anterior, en este decenio tuvo lugar, para los índices de los productos básicos individuales así como para sus agrupaciones, una menor cantidad de caídas netas que las contabilizadas en las décadas de 1990, 1980,<sup>14</sup> 1970<sup>15</sup> y 1960,<sup>16</sup> tomadas por separado. En comparación con la década de 1990, el índice de precios de productos alimenticios pasó de registrar 18 caídas netas a solo 4 en la década más reciente. Por su parte, las materias primas agrícolas, los minerales y metales y el petróleo pasaron de registrar 22, 19 y 7 caídas, a solo 4, 4 y 3, respectivamente. En esos casos,

evolución disímil que presentó el precio del crudo con respecto a los otros productos básicos.

<sup>12</sup> Estas proporciones fueron 47% para el hierro, 46% para el níquel, 41% para el oro, 34% para el cobre, 33% para el estaño y 32% para la soya.

<sup>13</sup> Con la excepción del azúcar.

<sup>14</sup> Con la excepción del tabaco y el zinc.

<sup>15</sup> En este caso, los índices de precios de dos agrupaciones (bebidas tropicales y aceites y oleaginosas) y de siete productos básicos (carne de soya, café de Colombia, café del Brasil, soya en granos, aceite de soya, algodón y estaño) presentaron una mayor cantidad de caídas netas en la década de 2000 que en los años setenta.

<sup>16</sup> Con la excepción del índice general, la carne de res y el cobre.

CUADRO 1

## Número de incrementos y caídas netas de precios por décadas, diversos períodos

Período	Incrementos netos					Caídas netas					
	1960-1969	1970-1979	1980-1989	1990-1999	2000-2009	1960-2009	1970-1979	1980-1989	1990-1999	2000-2009	1960-2009
Índice general	5	11	6	4	15	41	10	13	22	6	56
Productos alimenticios	7	10	7	4	13	41	10	14	18	4	53
Alimentos	9	10	8	3	13	43	11	11	15	3	46
Trigo	8	11	5	6	11	41	7	17	12	0	46
Maíz	5	8	6	5	9	33	7	11	12	3	38
Arroz	11	11	8	3	11	44	10	13	11	5	45
Azúcar	6	10	12	6	12	46	7	10	14	4	43
Carne de res	9	8	5	3	8	33	7	17	16	4	47
Banano	6	9	5	3	6	29	5	5	6	3	27
Carne de soja	3	11	7	7	11	39	8	12	15	3	39
Harina de pescado	8	9	13	10	14	54	10	12	6	2	35
Bebidas tropicales	3	13	3	6	13	38	6	17	12	7	49
Café (Colombia)	4	10	3	7	11	35	5	13	9	7	49
Café (Brasil)	4	15	4	7	10	40	5	14	11	8	55
Cacao	7	11	3	7	13	41	5	18	8	5	44
Aceites y oleaginosas	3	13	8	9	12	45	5	15	8	8	47
Soya en granos	5	10	6	4	12	37	4	15	16	5	45
Acete de soja	3	10	7	7	13	40	5	15	10	8	47
Acete de girasol	4	13	7	7	9	40	8	13	12	6	48
Materias primas agrícolas	3	13	8	7	13	44	6	12	22	4	58
Tabaco	3	11	8	7	10	39	13	12	13	13	67
Algodón	2	12	7	6	8	35	3	12	16	7	52
Caucho	5	9	10	4	13	41	10	15	24	3	66
Minerales y metales	8	11	8	4	18	49	11	14	19	4	58
Hierro	1	2	3	4	9	19	19	24	16	1	86
Aluminio	6	11	9	5	12	43	9	13	13	5	56
Cobre	8	10	8	5	16	47	5	9	12	5	35
Níquel	4	4	6	4	15	33	7	11	14	6	50
Plomo	12	15	7	6	14	54	7	11	13	5	41
Zinc	7	9	8	7	10	41	10	8	10	10	49
Estañó	10	12	3	4	14	43	3	12	17	8	48
Oro	-	18	7	2	19	46	6	10	22	2	40
Plata	-	15	3	4	12	34	7	14	11	7	39
Petróleo	1	11	2	11	16	41	7	14	7	3	42

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

las caídas netas de la presente década no llegaron al 8% del total ocurrido desde 1960. Los cuatro productos básicos que registraron el menor valor en ese porcentaje fueron el trigo (cero), el hierro (una) y el caucho y el oro (cinco).

Nótese que en el pasado decenio el incremento neto generalizado de los índices de precios reales de los productos básicos tuvo lugar luego de dos décadas en que predominaron caídas netas, lo que refuerza la percepción de que ese comportamiento es muy distinto de lo ocurrido anteriormente. Difiere en el sentido que en la década de 2000, para la mayoría de los índices reales de productos básicos, se registraron más incrementos netos que en cada una de las décadas precedentes. Pero, visto a la luz de toda la muestra, lo que más destacaría sería la variabilidad de precios: rachas de incrementos netos sucedidas por seguidillas de caídas netas, a las que vuelven a suceder una serie de incrementos netos. Esto es consistente con el primer hecho estilizado mencionado anteriormente.

## 2. Ciclos de los precios de los productos básicos

Para fechar los ciclos, en el presente trabajo se empleó una versión del algoritmo de Bry-Boschan, una de las metodologías más utilizadas.<sup>17</sup> En el caso de los precios de productos básicos, este procedimiento fue utilizado por Cashin, McDermott y Scott (1999a).<sup>18</sup>

La metodología de Bry-Boschan se basa en primera instancia en la detección de mínimos y máximos locales potenciales, para lo cual se selecciona como horizonte de comparación una ventana móvil centrada de tres trimestres. Una vez elegidos los trimestres, se les somete al cumplimiento de dos reglas adicionales: duración mínima de fases y ciclos, y secuencia. Un auge es definido como el período que comienza con

un mínimo y termina como un máximo, mientras que una caída se define como un período que comienza con un máximo y termina con un mínimo. De esta manera, la serie queda descrita por períodos consecutivos de alzas y caídas de precios. A su vez, un ciclo abarca dos fases: un auge y una caída.

Así, se consideró que una observación de un índice de precios de algún producto básico podía ser un potencial máximo (mínimo) local si correspondía al valor mayor (menor) de los tres trimestres inmediatamente anteriores y posteriores. Por otra parte, se estableció que la duración mínima de una fase era de tres trimestres, lo que limita a seis trimestres la duración mínima de un ciclo. Con respecto a la regla de secuencia, en caso de haber dos máximos (mínimos) consecutivos, se conserva el mayor (menor).<sup>19</sup>

### a) Resultados para toda la muestra

En el gráfico 2 se ejemplifica, para los índices reales de precios de cuatro agrupaciones de productos básicos seleccionados, el resultado de la aplicación del algoritmo. En el caso del índice general de precios reales se encuentran seis ciclos más un auge, en alimentos hay siete ciclos completos, mientras que para las materias primas agrícolas hay ocho ciclos más un auge, y para minerales y metales hay siete ciclos más un auge. Nótese que para todas estas agrupaciones, con excepción de alimentos, los ciclos de los índices de precios en ese gráfico comienzan con un auge.<sup>20</sup> En el gráfico A1.1 del Anexo 1 puede observarse este mismo procedimiento para algunos productos básicos seleccionados. Una descripción detallada de las fechas de los ciclos y sus fases, así como la variación que registró el índice real de precios para productos básicos seleccionados se presenta en el cuadro A1.1.<sup>21</sup>

En el cuadro 2 se tabulan los resultados de la aplicación de este algoritmo a los índices de precios de los productos básicos de la muestra utilizada. Algunos aspectos a resaltar son los siguientes.

- i) Todos los índices reales de precios presentaron múltiples ciclos completos con un rango de variación de entre 3 (hierro y oro) y 11 (plomo). De las agrupaciones, en aceites y oleaginosas

<sup>17</sup> Para una descripción detallada de la metodología, véase Bry y Boschan (1971). En la versión de este artículo se definen los criterios de selección de máximos y mínimos potenciales, como será descrito a continuación, y se modifica ligeramente el algoritmo para incluir más observaciones al principio y el final de la muestra.

<sup>18</sup> Estos autores utilizan series de precios mensuales de 36 productos básicos para el período comprendido entre enero de 1957 y agosto de 1999, y definen una ventana móvil centrada de cuatro meses considerando los dos trimestres previos y posteriores a cada observación. Los resultados de este trabajo son que durante el período analizado hay seis ciclos completos cuando se promedian los distintos productos básicos, siendo los extremos el banano y la harina de pescado, que registraron 3 y 10 ciclos, respectivamente. En segundo término, hay asimetría entre auges y caídas de los precios en términos de duración y magnitud, en el sentido de que las caídas duran más tiempo que los auges y son levemente mayores en magnitud que los incrementos que se producen durante los auges.

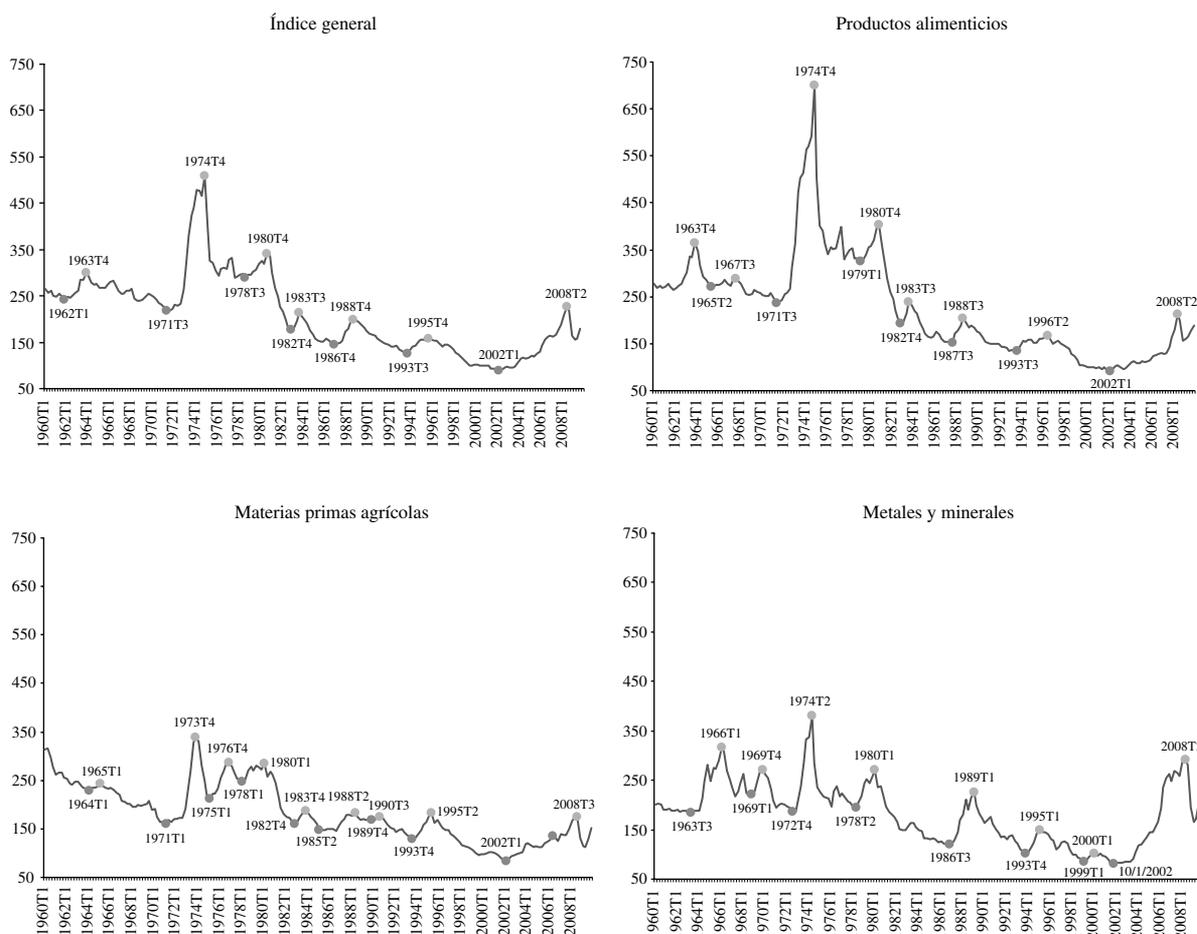
<sup>19</sup> Esto permite que haya pequeñas fases de caídas durante un auge y viceversa, pero impone una restricción a la extensión de estas reversiones.

<sup>20</sup> A fin de definir los ciclos para cada uno de los productos básicos y sus agrupaciones, en la muestra se consideró la primera fase completa. De esta manera, para algunos índices los ciclos son auge-caída y para otros son caída-auge.

<sup>21</sup> Esta información para cada uno de los productos de la muestra puede ser solicitada a los autores.

GRÁFICO 2

**Ciclos de índices de precios reales: agrupaciones seleccionadas,  
primer trimestre de 1960 a cuarto trimestre de 2009**  
(Año base 2000=100)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

Nota: el número junto a la letra T indica el trimestre del año; por ejemplo: 1969 T4, corresponde al cuarto trimestre.

se mostró el mayor número de ciclos: 10. Por su parte, los índices reales de precios del aceite de girasol, algodón, cobre y zinc presentaron 10 ciclos, mientras que el índice general presentó 6 ciclos completos.

- ii) La duración promedio de los ciclos varió de 16,8 trimestres (plomo) a 35 trimestres (hierro). Para el índice de precios general, la duración promedio fue de 26,8 trimestres.
- iii) Para todos los índices de precios de los productos básicos en la muestra, con la excepción de la harina de pescado y los alimentos, la duración promedio de las caídas fue mayor en comparación

con los auge.<sup>22</sup> En otras palabras, a lo largo de las cinco décadas consideradas en la base de datos, la mayor parte del tiempo los productos básicos estuvieron cayendo. En promedio, las caídas duraron 13,5 trimestres, mientras que los auge alcanzaron 9,2 trimestres. Para el caso del índice general, estos números son 19,3 trimestres y 10 trimestres, respectivamente, mientras que la mayor diferencia en una agrupación se observa en

<sup>22</sup> Nos referimos a auge y caídas que han concluido, no que estén en desarrollo.

CUADRO 2

**Ciclos, auges y caídas en los precios de los productos básicos,  
primer trimestre de 1960 a cuarto trimestre de 2009**

	Ciclos		Auges		Caídas	
	Número	Duración promedio (número de trimestres)	Número	Duración promedio (número de trimestres)	Número	Duración promedio (número de trimestres)
Índice general	6	26,8	7	10,0	6	19,3
Productos alimenticios	7	25,4	7	10,4	7	15,0
Alimentos	7	25,4	7	12,7	7	12,7
Trigo	8	21,5	9	9,0	8	12,5
Maíz	7	20,9	8	9,1	7	11,7
Arroz	7	26,3	7	11,7	7	14,6
Azúcar	6	30,2	6	14,5	6	15,7
Carne de res	7	22,9	8	8,1	8	14,8
Banano	9	18,1	10	7,7	9	10,4
Carne de soya	8	22,9	8	8,5	8	14,4
Harina de pescado	9	18,2	9	10,4	10	7,8
Bebidas tropicales	6	26,2	6	6,7	6	19,5
Café (Colombia)	7	22,9	7	6,0	7	16,9
Café (Brasil)	9	17,1	9	5,9	9	11,2
Cacao	6	26,7	6	11,3	6	15,3
Aceites y oleaginosas	10	17,3	11	7,7	10	9,7
Soya en granos	9	20,9	9	8,4	9	12,6
Aceite de soya	9	18,7	10	7,4	9	11,2
Aceite de girasol	10	18,6	10	8,3	11	10,2
Materias primas agrícolas	8	19,0	9	9,2	8	11,9
Tabaco	7	24,4	7	7,1	7	17,3
Algodón	10	16,9	10	8,4	10	8,5
Caucho	7	19,3	8	9,1	7	12,7
Minerales y metales	7	22,0	8	9,1	7	15,3
Hierro	3	35,0	3	12,3	3	22,7
Aluminio	9	20,2	10	8,9	9	11,3
Cobre	10	17,4	10	8,9	10	9,4
Níquel	8	22,6	8	9,8	8	12,9
Plomo	11	16,8	11	8,2	11	8,6
Zinc	10	18,6	10	7,3	10	11,3
Estaño	8	21,5	8	9,4	8	12,1
Oro	3	25,3	3	10,3	4	18,3
Plata	5	23,8	6	10,2	5	17,0
Petróleo	8	23,1	8	10,3	8	12,9

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

bebidas tropicales, donde estos promedios fueron 19,5 trimestres y 6,7 trimestres, respectivamente. Los índices de precios reales de productos básicos en que se produjo la mayor diferencia entre la duración de las caídas y los auges fueron los del café (Colombia), carne de res, tabaco y hierro.

b) *Resultados para la década de 2000*

Los resultados indican que, para la gran mayoría de los productos básicos, el último auge de precios de esa década es de naturaleza muy distinta de aquellos auges observados en episodios anteriores, tanto en términos de duración como de magnitud. En todas las series agregadas de precios se aprecian incrementos acumulados

de más del 100% en el auge de mayor importancia de la década; por ejemplo, el índice general de todos los productos básicos mostró un aumento real del 158% en 25 trimestres (primer trimestre de 2002-segundo trimestre de 2008). Algunos de los incrementos acumulados más ostensibles se observaron en los índices reales de precio del petróleo (381%), cobre (266%) y plata (213%), los que tuvieron lugar en una racha de 26 trimestres (2001, cuarto trimestre-2008, segundo trimestre), 16 trimestres (2002, tercer trimestre-2006, tercer trimestre) y 27 trimestres (2001, tercer trimestre-2008, segundo trimestre), respectivamente. Cabe hacer notar que los mayores aumentos se produjeron en petróleo y en productos básicos del grupo metales y minerales.

La expansión anotada por los precios del hierro, cobre, níquel y petróleo presentó tal magnitud que fueron los únicos productos que alcanzaron su máximo entre 2007 y 2008, como se muestra en el cuadro 3.

Si bien, estos engrosamientos porcentuales no son muy distintos de los observados en los años setenta para algunos bienes primarios, la gran diferencia está en lo generalizado y especialmente en la duración de este auge. En efecto, los períodos de auge en las cuatro décadas anteriores duraron, en promedio, menos de siete trimestres, mientras que de 2002 en adelante los períodos de alzas han promediado 14 trimestres consecutivos. En todos los índices agregados esta duración fue mayor de 20 trimestres, superando lo ocurrido en la totalidad de los períodos anteriores. Desde el punto de vista de los

productos básicos, todos anotaron este resultado con excepción del auge del azúcar de 31 trimestres (1967, primer trimestre-1974, cuarto trimestre). En relación con los incrementos acumulados, habría que puntualizar que estos pudieron verse afectados por el punto de partida del auge, ya que 16 de los 27 productos registraron su mínimo en 50 años entre 2000 y 2003.

Con respecto a las correlaciones entre los auges de los precios de los distintos productos básicos, se observa un importante movimiento conjunto entre el petróleo, el oro y la plata. Como es lógico, la incertidumbre generada por las alzas de las cotizaciones de la energía a nivel global genera un acrecentamiento de los precios reales de estos metales utilizados como reserva de valor. En efecto, los mayores coeficientes de correlación del índice de precio

CUADRO 3

**Mínimos y máximos de los precios de los productos básicos,  
primer trimestre de 1960 a cuarto trimestre de 2009**

	Valor mínimo	Fecha	Valor máximo	Fecha
Índice general	88,7	2001:T4	503,8	1974:T4
Productos alimenticios	92,7	2002:T1	686,1	1974:T4
Alimentos	93,3	2002:T1	717,1	1974:T4
Trigo	91,3	1999:T4	630,1	1974:T1
Maíz	89,2	2000:T3	585,6	1974:T4
Arroz	79,0	2001:T2	1 078,3	1974:T2
Azúcar	58,8	1985:T2	1 974,3	1974:T4
Carne de res	90,3	1998:T4	437,3	1973:T3
Banano	70,5	2003:T2	258,8	1964:T2
Carne de soya	82,7	1999:T2	708,2	1973:T2
Harina de pescado	90,2	1999:T2	567,4	1973:T3
Bebidas tropicales	72,4	2001:T4	973,7	1977:T2
Café (Colombia)	49,8	2001:T4	1 190,8	1977:T2
Café (Brasil)	58,2	2002:T3	771,7	1977:T2
Cacao	89,2	2000:T4	959,5	1977:T3
Aceites y oleaginosas	81,7	2001:T2	735,7	1974:T4
Soya en granos	84,7	2002:T1	655,7	1973:T2
Aceite de soya	89,2	2000:T4	959,5	1974:T4
Aceite de girasol	92,3	2000:T4	984,8	1974:T4
Materias primas agrícolas	83,4	2002:T1	338,3	1973:T4
Tabaco	81,1	2006:T2	245,6	1960:T1
Algodón	63,0	2001:T4	491,0	1973:T4
Caucho	81,7	2001:T4	1 354,2	1960:T2
Minerales y metales	80,8	2001:T4	375,7	1974:T2
Hierro	96,6	2002:T1	408,7	2008:T4
Aluminio	71,6	2009:T1	281,1	1988:T2
Cobre	18,4	1961:T1	352,4	2008:T1
Níquel	50,5	1998:T4	435,4	2007:T2
Plomo	86,0	2003:T1	484,9	1979:T2
Zinc	63,3	2003:T1	509,5	1974:T2
Estaño	68,2	2002:T1	707,6	1979:T2
Oro	55,0	1970:T3	484,6	1980:T1
Plata	83,8	2001:T3	1 335,8	1980:T1
Petróleo	34,1	1971:T1	319,2	2008:T2

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

Nota: el número junto a la letra T indica el trimestre del año; por ejemplo: 2008:T4, corresponde al cuarto trimestre.

real del petróleo se dan con el oro (0,75) y la plata (0,70), mientras que la correlación con el resto de los bienes primarios es bastante menor (promedio simple de 0,28). Consecuentemente, en los años setenta estos metales experimentaron también dos fuertes perturbaciones positivas en sus precios. El precio real del oro se multiplicó por 3,4 veces en los 13 trimestres previos y hasta la primera perturbación petrolera (1971, cuarto trimestre-1974,

cuarto trimestre), para luego experimentar un nuevo auge de 14 trimestres (1976, cuarto trimestre-1980, primer trimestre) que cuadruplicó su valor real hacia fines de la década. Por su parte, el precio de la plata primero se multiplicó 3,2 veces en 10 trimestres (1972, segundo trimestre-1974, segundo trimestre), y luego acrecentó 5,6 veces su valor real en otro lapso de 10 trimestres (1977, cuarto trimestre-1980, primer trimestre).

## IV

### Persistencia de los índices reales de precios de los productos básicos

Tradicionalmente, el análisis de la persistencia de una serie comienza con una prueba de raíz unitaria clásica (prueba de Dickey-Fuller aumentada o de Phillips-Perron). De no rechazarse la hipótesis nula de raíz unitaria, se concluye que la serie en cuestión no es estacionaria y, por lo tanto, no tiene la propiedad de reversión a la media, de modo que cualquier perturbación tendrá efectos permanentes. En caso de que se rechace la hipótesis nula de raíz unitaria, se deduce que la serie es estacionaria y el efecto de una perturbación será transitorio. En este segundo caso, se procede a estimar una ecuación como la expresada en (1) por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En esta ecuación,  $P_t$  es el logaritmo del índice de precios en el período  $t$  y  $\alpha$  es el parámetro autorregresivo. Sobre la base de este último se construyen medidas de persistencia. Mientras más se acerque a 1 la estimación de  $\alpha$ , se dirá que la serie es más persistente. La configuración exacta de la ecuación anterior (es decir, la inclusión de la constante y la tendencia) se eligió para cada serie de precios según el criterio de información de Akaike.

$$P_t = \mu + \beta \cdot t + \alpha \cdot P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \mu, \beta \in \mathfrak{R} \text{ y } \alpha \in (-1, 1] \quad (1)$$

Sin embargo, este procedimiento muestra ciertas deficiencias. En primer lugar, los contrastes de raíz unitaria solo permiten caracterizar a una serie como estacionaria o no estacionaria, pero no son muy informativos acerca de la persistencia o cualquier otra característica; además, vale recordar que estas pruebas de hipótesis tradicionales poseen un bajo poder, esto es, tienden a no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo que una conclusión sobre la persistencia de las series podría no ser estadísticamente confiable.

En segundo lugar, la estimación del parámetro  $\alpha$  por MCO produce estimaciones sesgadas hacia 0, especialmente cuando el parámetro es cercano a 1, debido a que este estimador tiene una distribución asimétrica.<sup>23</sup> Por tal razón, en este estudio se utilizará el estimador insesgado de la mediana (EIM) para el parámetro autorregresivo  $\alpha$  propuesto por Andrews y Chen (1994), que permite mitigar el segundo problema y obtener una estimación más apropiada de la persistencia de una serie.<sup>24</sup>

En el Anexo 2 se muestran los resultados de la aplicación de este procedimiento de evaluación de persistencia para los productos básicos y sus agrupaciones considerados en este trabajo. A fin de hacer el análisis más completo, se trabajó con los índices de precios en niveles y en primeras diferencias. De esta manera, se consideró el efecto de una perturbación tanto en los precios como en la tasa de variación (es decir, la inflación trimestral) de los productos básicos.

En el cuadro A2.1 se detallan los resultados de los contrastes de raíz unitaria clásicos. Con un nivel de confianza del 90%, el contraste de Dickey-Fuller aumentado no rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para 20 de las series en niveles, incluido el índice general de precios; en otras palabras, en la prueba se concluye que estas series no son estacionarias y cualquier perturbación tiene

<sup>23</sup> Véase Andrews (1993).

<sup>24</sup> Para más detalles de la estimación, véase Andrews y Chen (1994). Una aplicación a series mensuales de precios de los productos básicos se encuentra en Cashin, Liang y McDermott (2000). Los cuantiles requeridos para el cálculo de estos coeficientes fueron estimados a partir de simulaciones Monte Carlo, que se basaron en 10.000 réplicas de series con la longitud de la muestra requerida en este trabajo.

un carácter permanente. Para el resto de las series en niveles la prueba no aporta más información. En cuanto a la prueba de Phillips-Perron y con el mismo nivel de confianza, no rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para 29 series en niveles, incluidos también el índice general y además todas las agrupaciones. Finalmente, en ambos contrastes se concluye que las tasas de variación de todos los índices son estacionarias, al rechazar las pruebas de hipótesis para todas las series en primeras diferencias.

A continuación, en la primera sección del cuadro A2.2 se incluyen, para las series en niveles, las estimaciones del parámetro autorregresivo tanto por MCO como por el EIM mencionado anteriormente, así como dos medidas tradicionales de persistencia: la función de impulso-respuesta acumulada (FIRA) y la vida media (VM) de una perturbación.<sup>25</sup> Como ya se vislumbraba al observar los resultados de los contrastes de raíz unitaria, los coeficientes estimados del parámetro autorregresivo para la ecuación en niveles son muy cercanos a 1 en casi todos los productos. También se observa cómo el EIM corrige el sesgo del estimador de MCO y presenta estimadores con valores más altos. Según este último método, con la excepción del índice real de precios del banano (con un  $\alpha$  estimado de 0,71), todos los productos muestran un coeficiente estimado de 0,95 o superior. Por lo tanto, todas las series en niveles son estacionarias con altísima persistencia o incluso no son estacionarias. Esto se comprueba en las dos medidas de persistencia.

En primera instancia, la FIRA muestra que el efecto acumulado de un *shock* será muy alto; por ejemplo, una perturbación presente en el precio del trigo tendrá un efecto acumulado total de 54,1 veces el tamaño del *shock*. Con la excepción del banano, este factor tiene valores muy altos y es infinito para un importante número de series, incluidos el índice general de precios y la mayoría de las agrupaciones. En segunda instancia, la VM muestra que una perturbación tendrá efectos duraderos; por ejemplo,

<sup>25</sup> La FIRA mide el efecto acumulado total de un *shock* unitario sobre el horizonte futuro de una serie y se calcula mediante una sumatoria infinita de la función de impulso-respuesta (FIR),

$$FIRA = \sum_{t=1}^{\infty} FIR(t) = \frac{1}{1 - \hat{\alpha}_{EIM}}.$$

Por otra parte, la VM indica cuántos trimestres tienen que pasar para que transcurra la mitad del efecto total de una perturbación al índice de precios. Al dar una medida temporal del efecto de una perturbación, es un buen indicador de la persistencia en una serie. Se obtiene a partir de la expresión

$$VM = \left| \frac{\ln(0,5)}{\ln(\hat{\alpha}_{EIM})} \right|.$$

tendrían que pasar 37,1 trimestres (más de 9 años) para disipar la mitad del efecto de una perturbación unitaria en el precio presente del trigo. Nuevamente, excepto para el caso del índice real de precios del banano, esta medida muestra valores muy elevados, e incluso es infinito para un número significativo de las series.

Por otra parte, como se advierte en la segunda sección del cuadro A2.2, los estimadores del parámetro autorregresivo para las series en primeras diferencias (tasas de variación) son significativamente más bajos, aunque la mayoría se mantiene estadísticamente significativa. Al tratarse de valores más bajos, el sesgo del estimador por MCO es menor y, por ende, también lo es la diferencia con el EIM. La FIRA indica que el efecto acumulado de una perturbación en la tasa de variación será comparativamente limitado y rara vez duplicará el tamaño del *shock* inicial. Por último, el VM de una perturbación también es muy bajo, la mayoría de las veces inferior a 1, lo que sugiere que los efectos de un *shock* en la tasa de variación son de poca duración.

En resumidas cuentas, en el análisis anterior se determina que los precios de los productos básicos son altamente persistentes o incluso no estacionarios en casi todos los casos y una perturbación en el nivel de precios tendría efectos de muy larga duración o permanentes. Por el contrario, las tasas de variación de los precios son poco persistentes y cualquier aumento temporal de la inflación de un bien rápidamente se disiparía y mantendría un impacto limitado.

En el análisis anterior quedó demostrado que los precios de los productos básicos en niveles son altamente persistentes o incluso no estacionarios. Sin embargo, es posible que un modelo autorregresivo como (1) no logre capturar en su totalidad el fenómeno de persistencia presente en las series, lo que podría explicar la baja persistencia evidenciada anteriormente para la tasa de variación de los precios. A objeto de profundizar en el estudio de esta característica, se estimó un modelo ARFIMA (0, 1+d, 0) para las series de precios. Este es un modelo ARMA fraccionalmente integrado para las tasas de variación de los precios, donde  $d$  es la fracción de integración.<sup>26</sup> Este modelo modifica la ecuación (1) al introducir un factor de integración fraccionario de la siguiente forma

$$(1-L)^{1+d} \cdot P_t = \mu + \beta \cdot t + \varepsilon_t, \quad \mu, \beta, d \in \mathfrak{R} \quad (2)$$

<sup>26</sup> El número 1 dentro del paréntesis significa que se trabaja en primeras diferencias; es decir, dado que las cifras están expresadas en logaritmos, la primera diferencia equivale a la tasa de variación trimestral.

La configuración exacta de la ecuación anterior (es decir, la inclusión de la constante y la tendencia) se eligió para cada serie según el criterio de información de Akaike. El objetivo ahora es estimar el parámetro  $d$ , también llamado parámetro de memoria, que está directamente relacionado con la persistencia de la serie. En un modelo ARFIMA como (2), si  $d$  es igual a 0, se concluye que la variable tiene “memoria corta” y no muestra ninguna persistencia. Por otra parte, si este parámetro se encuentra dentro del intervalo (0, 0,5), entonces la serie será estacionaria y tendrá la propiedad de reversión a la media, pero será de “memoria larga”. En el intervalo [0,5, 1), la variable también será estacionaria, pero el proceso ya no regresa a la media; en este caso la serie será de “memoria muy larga”. Finalmente, para valores de  $d$  mayores o iguales a 1, la serie no es estacionaria y cualquier perturbación tendrá efectos permanentes. Como se puede concluir, mientras más alto sea el valor de  $d$ , más duradera será la “memoria” de la serie y, por ende, mayor la persistencia de una perturbación.

La estimación de los parámetros de (2) no es trivial, al tratarse de una función no lineal de los rezagos de las series de precios. En este estudio se emplearon algunos métodos de estimación paramétricos y semiparamétricos.<sup>27</sup> Los resultados se presentan en el cuadro A2.3. Los valores estimados por los tres métodos paramétricos son generalmente muy similares. Para los estimadores semiparamétricos existe una mayor variabilidad en los resultados, pero en la mayoría de los casos las diferencias son pequeñas. A fin de facilitar la exposición se utilizará el estimador de máxima verosimilitud en la descripción de resultados. Los valores para los otros estimadores pueden consultarse en el cuadro A2.3.

El valor estimado de  $d$  para el índice general de precios es cercano a 0,39. Esto indica que, si bien el

efecto de un cambio en la tasa de variación general será transitorio, tardará mucho tiempo en disiparse al tratarse de una serie de “memoria larga”. En otras palabras, la tasa de inflación del índice general de precios de los productos básicos muestra la propiedad de persistencia. Para los productos alimenticios se estima un valor de 0,28 y para sus componentes de alimentos, bebidas tropicales y aceites y oleaginosas se obtienen valores de 0,32, 0,26 y 0,22, respectivamente. Para las materias agrícolas se estima  $d$  en 0,40 y para minerales y metales en 0,30. Por lo tanto, todas las tasas de variación de los precios de estas agrupaciones son persistentes. El petróleo es la única agrupación para la cual  $d$  no es estadísticamente diferente de 0 y que, en consecuencia, tiene una “memoria corta”.

En cuanto a los productos individuales, aquel con una persistencia más alta es la harina de pescado ( $d$  estimado en 0,45), seguido del aluminio (0,41), el tabaco (0,34) y el zinc (0,34). Por el contrario, únicamente siete productos presentan un  $d$  estimado que no es significativamente diferente de 0 y, en consecuencia, muestran una “memoria corta” y una persistencia baja: el maíz, la carne de res, la soya en granos, el algodón, el hierro, la plata y el petróleo.

Un caso especial es del precio del banano, para el que el valor estimado del parámetro  $d$  es negativo. Esto es un indicador de que la variable está sobrediferenciada. Ello se observó anteriormente, al ser el único producto básico cuyo coeficiente autorregresivo no era cercano a 1. Al repetir la estimación del modelo ARFIMA por medio de la serie en niveles, se obtiene un coeficiente estimado significativo e igual a 0,60.<sup>28</sup> Por lo tanto, la serie de precios del banano en niveles es estacionaria, pero con una alta persistencia; en consecuencia, la tasa de variación de este producto tampoco mostró una muy baja persistencia y podría agregarse a la lista mencionada anteriormente.

<sup>27</sup> Tres estimadores paramétricos (máxima verosimilitud, máxima verosimilitud de perfil modificado y mínimos cuadrados no lineales) y uno semiparamétrico (estimador de Robinson-Henry) fueron calculados a través del paquete Arfima 1,04 para Ox. Dos métodos semiparamétricos (estimador de Geweke/Porter-Hudak y estimador de Robinson) se obtuvieron a través de las extensiones *gphudak* y *roblpr* en el programa STATA. Para mayores detalles de la estimación, consultar la documentación de dichas funciones.

<sup>28</sup> En este caso se reporta el resultado del estimador por mínimos cuadrados no lineales, al no poder utilizarse el estimador de máxima verosimilitud para valores de  $d$  superiores a 0,5.

## V

## Consideraciones evaluativas

Del presente estudio se concluye que a lo largo de las últimas cinco décadas los índices de precios reales de todos los productos básicos y sus agrupaciones:

- i) Han presentado una importante variabilidad; así lo demuestran tanto la presencia de múltiples ciclos en cada una de la series como los incrementos y caídas no espurios de precios que se alternan.
- ii) Las perturbaciones que les afectan son, en general, altamente persistentes, es decir, toman largos períodos de tiempo para extinguirse.

El período de auge más reciente, experimentado por la mayoría de los precios de los productos básicos, y que terminó entre el primer trimestre de 2006 y el cuarto trimestre de 2009, difiere de los anteriores en su carácter generalizado, en su duración y en que no estuvo vinculado a interrupciones temporales de oferta. Igualmente, su abrupta finalización fue seguida de una recuperación vigorosa a partir del segundo semestre de 2009. Estas diferencias, dado que se trata de un solo ciclo, no permiten afirmar que se produjo un cambio definitivo en el patrón cíclico de estas series.

La fase expansiva de ese ciclo pareciera que fue apuntalada tanto por factores reales como financieros. Entre los primeros destacó la creciente demanda de países emergentes, como China y la India, que han aumentado su peso en los mercados de los productos básicos. Por parte de los factores financieros, resalta el incremento en la demanda de instrumentos como los futuros de productos básicos. Ambos son factores nuevos en el escenario internacional.

En efecto, desde 2006 se ha acrecentado notablemente la creación y emisión de instrumentos indexados a precios de materias primas. Se observa una participación creciente de actores no ligados a la producción, procesamiento o comercialización (fondos mutuos, de pensiones, de inversiones, fondos de cobertura de riesgo (*hedge funds*)) de materias primas en los mercados de futuros de algunos bienes. Caballero, Farhi y Gourinchas (2008) sostienen que este interés se debe a la escasez de activos financieros en los mercados internacionales. Por su parte, Southwood (2008) estimó, para el caso del cobre, que cerca del 25% del alto precio imperante durante la primera mitad de 2008 respondía a la actividad de especuladores y el restante 75% a factores fundamentales. Esto supone riesgos adicionales en los

procesos de reversión de precios de productos básicos, los que, al asociarse a factores financieros, fueron más abruptos y profundos de lo esperado. Por ejemplo, en el cuarto trimestre de 2008 el índice real de precios de las agrupaciones de minerales y metales, materias primas agrícolas y petróleo anotó su mayor caída porcentual intertrimestral observada durante las últimas cinco décadas: 30,6%, 24,9% y 50,1%, respectivamente.<sup>29</sup> Es de destacar que el índice real de precios del aluminio y el níquel disminuyó en ese trimestre en 32,8% y 40,7%, respectivamente, mientras que el índice real de precio del cobre anotó la segunda mayor caída de su historia: 37,5%. Todo ello es consistente con el rompimiento de una burbuja de precios.

Como se ha mostrado en el presente trabajo, en el último auge los mayores incrementos de precios se registraron en el petróleo y los integrantes de la agrupación de minerales y metales. Sin embargo, el petróleo fue el único producto básico que presentó su máximo histórico durante este auge; en términos de secuencia, los primeros bienes cuyos precios reflejaron estas alzas en la demanda fueron el petróleo y los minerales y metales. El sostenido aumento del precio de los productos energéticos sumado a la mayor preferencia por fuentes de energía más limpias, originó un crecimiento en la industria de los biocombustibles, implicando una expansión de la demanda y, por lo tanto, de los precios de la soya, el trigo, el maíz y el azúcar, así como de sus sustitutos.<sup>30</sup>

La evidencia empírica parece rechazar conclusiones tales como que los incrementos o caídas de precios son seculares.<sup>31</sup> Se mostró cómo desde 1960 todo período

<sup>29</sup> Se hace referencia a la tasa trimestral de crecimiento desestacionalizada.

<sup>30</sup> Desde el punto de vista macroeconómico, las alzas de precios de los alimentos se tradujeron desde fines de 2007 hasta fines de 2008 en incrementos de la inflación a nivel mundial, especialmente en los países en desarrollo cuyos índices de precios asignan una ponderación mayor a la categoría de alimentos. En 2009 tuvo lugar una importante caída de la inflación vinculada a la reversión de los precios de los productos básicos.

<sup>31</sup> En los años ochenta resaltaría la importancia de este tipo de trabajo, debido a la caída que estaban experimentando los precios de los productos básicos en esa década. En trabajos escritos en ese momento se tendió a concluir que esta caída era secular; véase Reinhart y Wickham (1994).

de auge fue seguido de uno (más extenso) de caídas, lo que se puede observar, a grandes rasgos, en el comportamiento durante décadas de las distintas series. Este hecho es consistente con lo reportado en trabajos en que se utilizan bases de datos más largas, en los que se concluye que el hecho relevante no es la tendencia de la serie sino su variabilidad; en otras palabras, los auges y las caídas de precios son transitorios.<sup>32</sup> Asimismo, la experiencia histórica de los ajustes de precios de los productos básicos a la baja ha sido mixta en términos de magnitud y velocidad de la caída. La caída que tuvieron las cotizaciones de los productos en los años ochenta fue gradual si se la compara con las del cuarto trimestre de 2008.

Con respecto a la persistencia de las series de los precios de los productos básicos, los resultados de este trabajo señalan que esta sería una característica relevante

a tener en cuenta en el diseño de mecanismos para la estabilización de la economía, ya que estos tenderían a ser insostenibles en ese contexto. Sin embargo, en la caracterización cíclica de las series que fue presentada en la sección III, se aprecia que estas series han sido afectadas por perturbaciones de distinto signo, lo que indica un espacio importante de política para la suavización de los efectos inducidos por esos cambios aleatorios.

Por último, la alta persistencia de las perturbaciones en los precios de los productos básicos puede ser una causa de la permanencia de sus efectos en las economías latinoamericanas. Toledo (2008) encontró que, en los casos del Brasil, Colombia, el Perú y República Bolivariana de Venezuela, perturbaciones permanentes inciden en una parte relevante de las perturbaciones en la productividad, mientras que en la Argentina, Chile y México son perturbaciones altamente persistentes las que explican este resultado. Una fuente a que obedecen estos resultados puede ser la persistencia que experimentan los índices de precios reales de los productos básicos en niveles y tasas de variación, la que fue documentada en este trabajo.

<sup>32</sup> A pesar de haber durado varios años, el auge reciente de precios de los productos básicos puede ser considerado como transitorio, como a la luz de la historia también aparecen como transitorias las "largas" caídas de precios que tuvieron lugar en los años ochenta.

#### ANEXO 1

##### Identificación de los ciclos de los productos básicos

#### CUADRO A1.1

##### Ciclos de los productos básicos, primer trimestre de 1960 a cuarto trimestre de 2009

Ciclo		Auge		Caída				
Duración	Variación porcentual	Duración	Variación porcentual	Duración	Variación porcentual			
Índice general								
1961T4-1971T2	38	-10,1	1961T4-1963T4	8	23,5	1963T4-1971T2	9	6,5
1971T2-1978T3	29	33	1971T2-1974T1	11	119,9	1974T1-1978T3	14	195,1
1978T3-1982T4	17	-38,7	1978T3-1980T3	8	17,4	1980T3-1982T4	7	23,9
1982T4-1986T4	16	-17,8	1982T4-1983T3	3	19,9	1983T3-1986T4	3	23,9
1986T4-1993T3	27	-13,7	1986T4-1988T3	7	35,6	1988T3-1993T3	4	34,5
1993T3-2002T1	34	-30,2	1993T3-1995T3	8	25,0	1995T3-2002T1	11	24,4
			2002T1-2008T2	25	158,4			
Productos alimenticios								
1963T4-1967T3	15	-20,9	1965T2-1967T3	9	6,5	1963T4-1965T2	6	-25,7
1967T3-1974T4	29	142,6	1971T3-1974T4	14	195,1	1967T3-1971T3	15	-17,8
1974T4-1980T4	24	-42,3	1979T1-1980T4	7	23,9	1974T4-1979T1	17	-53,4
1980T4-1983T3	11	-40,9	1982T4-1983T3	3	23,9	1980T4-1982T4	8	-52,3
1983T3-1988T3	20	-14,3	1987T2-1988T3	4	34,5	1983T3-1987T3	16	-36,3
1988T3-1996T2	31	-18,8	1993T3-1996T2	11	24,4	1988T3-1993T3	20	-34,7
1996T2-2008T2	48	28,2	2002T1-2008T2	25	132,2	1996T2-2002T1	23	-44,8

(Continúa en página siguiente)

(Continuación cuadro A1.1)

Ciclo			Auge			Caída		
Duración	Variación porcentual		Duración	Variación porcentual		Duración	Variación porcentual	
Alimentos								
1963T4-1967T3	15	-23,0	1965T2-1967T3	9	13,7	1963T4-1965T2	6	-32,3
1967T3-1974T4	29	154,7	1971T3-1974T4	13	225,7	1967T3-1971T3	16	-21,8
1974T4-1980T4	24	-42,3	1977T3-1980T4	13	55,9	1974T4-1977T3	11	-63,0
1980T4-1988T3	31	-51,8	1985T2-1988T3	13	45,5	1980T4-1985T2	18	-66,8
1988T3-1996T2	31	-18,1	1993T3-1996T2	11	22,2	1988T3-1993T3	20	-33,0
1996T2-2001T1	19	-37,4	2000T1-2001T1	5	5,1	1996T2-2000T1	14	-40,4
2001T2-2008T2	29	103,1	2002T1-2008T2	25	129,0	2001T1-2002T2	4	-11,3
Trigo								
1962T2-1965T3	13	-12,9	1962T2-1964T3	9	6,9	1964T3-1965T3	4	-18,5
1965T3-1970T2	19	-24,8	1965T3-1966T3	4	14,3	1966T3-1970T2	15	-34,2
1970T2-1977T3	29	20,7	1970T2-1974T1	15	225,9	1974T1-1977T3	14	-63,0
1977T3-1987T1	37	-40,8	1977T3-1979T3	8	46,6	1979T3-1987T1	29	-59,6
1987T1-1991T1	17	-15,1	1987T1-1989T3	11	45,1	1989T3-1991T1	6	-41,5
1991T1-1993T3	10	15,3	1991T1-1992T1	4	39,6	1992T1-1993T3	6	-17,4
1993T3-2000T2	26	-32,5	1993T3-1996T2	11	69,3	1996T2-2000T2	15	-60,1
2000T2-2005T2	21	20,9	2000T2-2002T3	10	50,5	2002T3-2005T2	11	-19,6
			2005T2-2008T1	11	147,9			
Maíz								
1968T3-1972T1	14	-5,4	1968T3-1970T4	9	23,8	1970T4-1972T1	5	-23,6
1972T1-1977T3	22	7,3	1972T1-1974T4	11	138,7	1974T4-1977T3	11	-55,0
1977T3-1982T3	20	-20,6	1977T3-1979T3	8	24,2	1979T3-1982T3	12	-36,1
1982T3-1987T1	18	-40,4	1982T3-1983T4	5	45,1	1983T4-1987T1	13	-58,9
1987T1-1993T1	24	3,4	1987T1-1988T3	6	70,8	1988T3-1993T1	18	-39,4
1993T1-2001T1	33	-26,3	1993T1-1996T2	13	89,9	1996T2-2001T1	20	-61,2
2001T1-2005T1	15	0,4	2001T1-2004T2	12	40,0	2004T2-2005T1	3	-28,3
			2005T1-2008T2	13	146,3			
Carne de res								
1963T1-1968T2	20	59,5	1963T1-1966T4	15	74,3	1966T4-1968T2	5	-8,5
1968T2-1971T4	15	9,2	1968T2-1969T3	6	20,7	1969T3-1971T4	9	-9,5
1971T4-1975T1	13	-35,1	1971T4-1973T3	7	55,1	1973T3-1975T1	6	-58,2
1975T1-1977T2	9	13,5	1975T1-1976T2	5	39,9	1976T2-1977T2	4	-18,9
1977T2-1986T3	37	-22,6	1977T2-1979T1	7	70,3	1979T1-1986T3	30	-54,5
1986T3-1998T4	49	-46,2	1986T3-1988T1	6	17,2	1988T1-1998T4	43	-54,1
1998T4-2002T4	16	6,5	1998T4-2001T4	12	28,2	2001T4-2002T4	4	-16,9
2002T4-2008T4	24	-8,6	2002T4-2004T3	7	32,6	2004T3-2008T4	17	-17,6
Carne de soya								
1962T3-1966T3	16	8,1	1964T3-1966T3	8	24,7	1962T3-1964T3	8	-13,3
1966T3-1973T3	28	152,9	1971T4-1973T3	7	240,3	1966T3-1971T4	21	-25,7
1973T3-1977T2	15	-43,9	1975T1-1977T2	9	69,9	1973T3-1975T1	6	-67,0
1977T2-1988T3	45	-48,6	1985T2-1988T3	13	80,6	1977T2-1985T2	32	-71,6
1988T3-1997T2	35	-22,2	1995T1-1997T2	9	50,4	1988T3-1995T1	26	-48,3
1997T2-2000T4	14	-35,3	1999T3-2000T4	6	29,0	1997T2-1999T3	8	-49,9
2000T4-2004T1	13	29,8	2002T2-2004T1	8	58,1	2000T4-2002T2	5	-17,9
2004T1-2008T2	17	49,7	2006T2-2008T2	8	133,4	2004T1-2006T2	9	-35,9
Bebidas tropicales								
1962T3-1969T2	27	-3,0	1962T3-1964T3	8	22,8	1964T3-1969T2	19	-21,0
1969T2-1971T4	10	-8,4	1969T2-1970T3	4	13,2	1970T2-1971T4	6	-19,1
1971T4-1975T2	14	7,4	1971T4-1974T2	10	53,4	1974T2-1975T2	4	-30,0
1975T2-1983T1	31	9,4	1975T2-1977T3	8	282,8	1977T2-1983T1	23	-71,4
1983T1-1993T2	41	-65,5	1983T1-1984T2	5	21,6	1984T3-1993T2	36	-71,6
1993T2-2001T4	34	-24,5	1993T2-1994T3	5	160,4	1994T3-2001T4	29	-71,0

(Continúa en página siguiente)

(Continuación cuadro A1.1)

Ciclo			Auge			Caída		
Duración	Variación porcentual		Duración	Variación porcentual		Duración	Variación porcentual	
Café (Colombia)								
1963T1-1969T2	25	-13,6	1963T1-1964T3	6	27,1	1964T3-1969T2	19	-32,1
1969T2-1971T3	9	4,3	1969T2-1970T2	4	36,3	1970T2-1971T3	5	-23,5
1971T3-1975T2	15	6,0	1971T3-1973T1	6	45,2	1973T1-1975T2	9	-27,0
1975T2-1985T1	38	9,3	1975T2-1977T2	8	278,8	1977T2-1985T1	30	-71,1
1985T1-1992T3	31	-68,8	1985T1-1986T1	5	69,9	1986T1-1992T3	26	-81,6
1992T3-1996T1	14	95,1	1992T3-1994T3	8	245,8	1994T3-1996T1	6	-43,6
1996T1-2002T4	28	-57,2	1996T1-1997T2	5	78,7	1997T2-2002T4	23	-76,1
Café (Brasil)								
1963T2-1968T4	22	-4,0	1963T2-1964T2	4	40,5	1964T2-1968T4	18	-31,7
1968T4-1971T3	11	-0,1	1968T4-1970T3	7	42,1	1970T3-1971T3	4	-29,7
1971T3-1975T2	15	30,8	1971T3-1973T4	9	58,4	1973T4-1975T2	6	-17,4
1975T2-1979T1	15	41,7	1975T2-1977T2	8	304,7	1977T2-1979T1	7	-65,0
1979T1-1983T1	16	-26,7	1979T1-1979T4	3	47,2	1979T4-1983T1	13	-50,2
1983T1-1985T2	9	-7,3	1983T1-1984T3	6	6,0	1984T3-1985T2	3	-12,5
1985T2-1987T3	9	-34,0	1985T2-1986T1	3	92,7	1986T1-1987T3	6	-65,8
1987T3-1992T3	20	-59,4	1987T3-1988T4	5	24,1	1988T4-1992T3	15	-67,3
1992T3-2001T4	37	-33,2	1992T3-1994T3	8	312,3	1994T3-2001T4	29	-83,8
Aceites y oleaginosas								
1962T4-1969T2	26	-23,5	1962T4-1965T2	10	28,3	1965T2-1969T2	16	-40,4
1969T2-1972T3	13	8,4	1969T2-1970T4	6	38,8	1970T4-1972T3	7	-21,9
1972T3-1976T2	14	20,0	1972T3-1974T4	9	173,0	1974T4-1976T2	5	-56,1
1976T2-1982T4	27	-39,2	1976T2-1979T2	13	40,8	1979T2-1982T4	14	-56,8
1982T4-1986T3	15	-35,4	1982T4-1984T2	6	88,1	1984T2-1986T3	9	-65,6
1986T3-1991T2	19	8,2	1986T3-1988T3	8	78,2	1988T3-1991T2	11	-39,3
1991T2-1993T2	8	2,6	1991T2-1992T2	4	11,9	1992T2-1993T2	4	-8,3
1993T2-1997T4	17	15,3	1993T2-1995T1	6	38,7	1995T1-1997T4	11	-16,8
1997T4-2001T1	15	-49,9	1997T4-1998T2	3	11,8	1998T2-2001T1	12	-55,2
2001T1-2006T2	19	42,7	2001T1-2004T1	11	95,0	2004T1-2006T2	8	-26,8
			2006T2-2008T2	9	139,8			
Soya								
2T1961-1966T3	21	7,7	1962T1-1966T3	18	31,4	2T1961-1962T1	3	-18,1
1966T3-1973T2	27	90,2	1969T3-1973T2	15	195,3	1966T3-1969T3	12	-35,6
1973T2-1977T2	16	-28,9	1976T1-1977T2	5	65,8	1973T2-1976T1	11	-57,1
1977T2-1983T4	26	-45,0	1982T3-1983T4	4	38,1	1977T2-1982T3	22	-60,2
1983T4-1988T3	19	-9,5	1987T3-1988T3	6	61,2	1983T4-1987T2	13	-43,8
1988T3-1993T3	20	-33,8	1992T3-1993T3	3	18,4	1988T3-1992T3	7	-44,1
1993T3-1996T3	12	7,6	1994T4-1996T3	7	30,4	1993T3-1994T4	5	-17,5
1996T3-2004T1	30	-5,0	2002T1-2004T1	8	89,0	1996T3-2002T1	22	-49,7
2004T1-2008T3	17	36,3	2006T1-2008T3	10	111,7	2004T1-2006T1	8	-36,2
Aceite de soya								
1964T1-1969T2	21	-30,3	1964T1-1965T1	4	41,9	1965T1-1969T2	17	-50,9
1969T2-1972T3	13	15,9	1969T2-1971T3	9	68,1	1971T3-1972T3	4	-31,1
1972T3-1976T1	14	28,8	1972T3-1974T4	9	253,9	1974T4-1976T1	5	-63,6
1976T1-1983T1	28	-40,5	1976T1-1977T2	5	72,7	1977T2-1983T1	23	-65,5
1983T1-1986T3	14	-32,2	1983T1-1984T2	5	91,2	1984T2-1986T3	9	-64,5
1986T3-1992T4	25	4,4	1986T3-1988T3	8	63,8	1988T3-1992T4	17	-36,3
1992T4-1996T4	16	11,7	1992T4-1994T4	8	54,5	1994T4-1996T4	8	-27,7
1996T4-2001T1	16	-46,1	1996T4-1998T2	6	24,8	1998T2-2001T1	10	-56,8
2001T1-2006T1	21	53,3	2001T1-2004T1	13	113,0	2004T1-2006T1	8	-28,0
			2006T1-2008T2	9	150,2			
Materias primas agrícolas								
1964T1-1971T1	28	-29,9	1964T1-1965T1	4	6,0	1965T1-1971T1	24	-33,9
1971T1-1975T1	16	32,4	1971T1-1973T4	11	111,1	1973T4-1975T1	5	-37,3
1975T1-1978T1	12	16,1	1975T1-1976T4	7	34,4	1976T4-1978T1	5	-13,7

(Continúa en página siguiente)

(Continuación cuadro A1.1)

Ciclo			Auge			Caída		
Duración	Variación porcentual		Duración	Variación porcentual		Duración	Variación porcentual	
1978T1-1982T4	19	-34,8	1978T1-1980T1	8	15,3	1980T1-1982T4	11	-43,5
1982T4-1985T2	9	-8,9	1982T4-1983T4	4	15,9	1983T4-1985T2	5	-21,4
1985T2-1989T4	19	14,2	1985T2-1988T2	13	24,9	1988T2-1989T4	6	-8,6
1989T4-1993T4	15	-23,1	1989T4-1990T3	3	3,9	1990T3-1993T4	12	-26,0
1993T4-2002T1	34	-35,4	1993T4-1995T2	7	41,3	1995T2-2002T1	27	-54,2
2002T1			2002T1-2008T3	26	109,7			
Tabaco								
1963T3-1973T2	38	-25,5	1963T3-1966T1	10	26,5	1966T1-1973T2	28	-41,1
1973T2-1981T3	34	1,6	1973T2-1976T4	15	62,9	1976T4-1981T3	19	-37,6
1981T3-1984T1	10	3,3	1981T3-1984T2	3	9,9	1984T2-1984T1	7	-6,0
1984T1-1985T4	7	-10,6	1984T1-1984T4	3	7,2	1984T4-1985T4	4	-16,6
1985T4-1988T2	10	-12,7	1985T4-1986T4	4	8,3	1986T4-1988T2	6	-19,4
1988T2-1995T2	28	-17,3	1988T2-1989T4	6	31,6	1989T4-1995T2	22	-37,1
1995T2-2006T2	44	-15,19	1995T2-1997T3	9	35,5	1997T3-2006T2	35	-37,4
Minerales y metales								
1963T3-1969T1	22	19,7	1963T3-1966T1	11	71,9	1966T1-1969T1	11	-30,4
1969T1-1972T4	15	-15,6	1969T1-1969T4	4	23,1	1964T4-1972T4	11	-31,4
1972T4-1978T2	23	4,9	1972T4-1974T2	7	104,8	1974T2-1978T2	16	-48,8
1978T2-1986T3	34	-38,9	1978T2-1980T1	7	38,8	1980T1-1986T3	27	-56,0
1986T3-1993T4	28	-15,5	1986T3-1986T1	9	88,4	1989T1-1993T4	19	-55,1
1993T4-1999T1	21	-15,7	1993T4-1995T1	5	48,5	1995T1-1999T1	16	-43,2
1999T1-2002T4	11	-4,4	1999T1-2000T1	4	18,7	2000T1-2002T4	7	-19,4
			2002T4-2008T2	26	259,3			
Hierro								
1973T3-1988T4	60	-11,9	1973T3-1975T2	6	103,5	1975T2-1988T4	54	-56,7
1988T4-1994T2	21	-13,6	1988T4-1991T4	12	23,8	1991T4-1994T2	9	-30,2
1994T2-2000T1	24	-6,4	1994T2-1998T4	19	6,9	1998T4-2000T1	5	-12,4
Cobre								
1963T2-1967T2	16	47,2	1963T2-1966T1	11	167,6	1966T1-1967T2	5	-45,0
1967T2-1972T2	20	-9,0	1967T2-1969T4	10	73,6	1969T4-1972T2	10	-47,5
1972T2-1975T2	12	0,9	1972T2-1974T2	8	136,9	1974T2-1975T2	4	-57,4
1975T2-1978T1	11	4,3	1975T2-1976T3	5	54,8	1976T3-1978T1	6	-32,6
1978T1-1982T3	17	-17,7	1978T1-1980T1	8	35,9	1980T1-1982T3	9	-39,5
1982T3-1987T1	19	-6,3	1982T3-1985T1	11	34,5	1985T1-1987T1	8	-30,3
1987T1-1993T4	27	-0,8	1987T1-1989T1	8	96,9	1987T1-1993T4	19	-49,6
1993T4-1999T1	21	-33,2	1993T4-1995T1	5	59,4	1995T1-1999T1	16	-58,1
1999T1-2002T3	14	4,5	1999T1-2000T4	7	39,6	2000T4-2002T3	7	-25,2
2002T3-2009T1			2002T3-2006T3	16	255,6	2006T3-2009T1	10	-42,1
Níquel								
1962T1-1970T1	32	23,9	1966T1-1970T1	16	-8,6	1962T1-1966T1	16	35,5
1970T1-1974T4	18	13,8	1972T2-1974T4	8	-6,5	1970T1-1972T2	10	21,7
1974T4-1979T4	21	2,4	1978T4-1979T4	17	-26,1	1974T4-1978T4	4	38,5
1979T4-1983T4	15	-41,6	1983T1-1983T4	12	-51,0	1979T4-1983T1	3	19,1
1983T4-1989T1	22	204,0	1986T4-1989T1	13	-29,0	1983T4-1986T4	9	328,3
1989T1-1995T3	26	-60,6	1993T4-1995T3	18	-77,9	1989T1-1993T4	8	78,3
1995T3-2000T2	19	-9,7	1998T4-2000T2	13	-57,0	1995T3-1998T4	6	110,1
2000T2-2007T2	28	311,1	2001T4-2007T2	6	-44,5	2000T2-2001T4	22	641,1
Zinc								
1962T3-1968T4	25	24,0	1962T3-1964T3	8	91,2	1964T3-1968T4	17	-35,1
1968T4-1971T1	9	-5,0	1968T4-1969T4	4	8,4	1969T4-1971T1	5	-12,3
1971T1-1978T1	28	14,7	1971T1-1974T2	13	375,3	1974T2-1978T1	15	-75,9
1978T1-1983T1	20	-15,8	1978T1-1979T1	4	38,6	1979T1-1983T1	16	-39,2
1983T1-1986T2	12	-18,4	1983T1-1984T1	4	43,1	1984T1-1986T2	8	-42,9

(Continúa en página siguiente)

(Continuación cuadro A1.1)

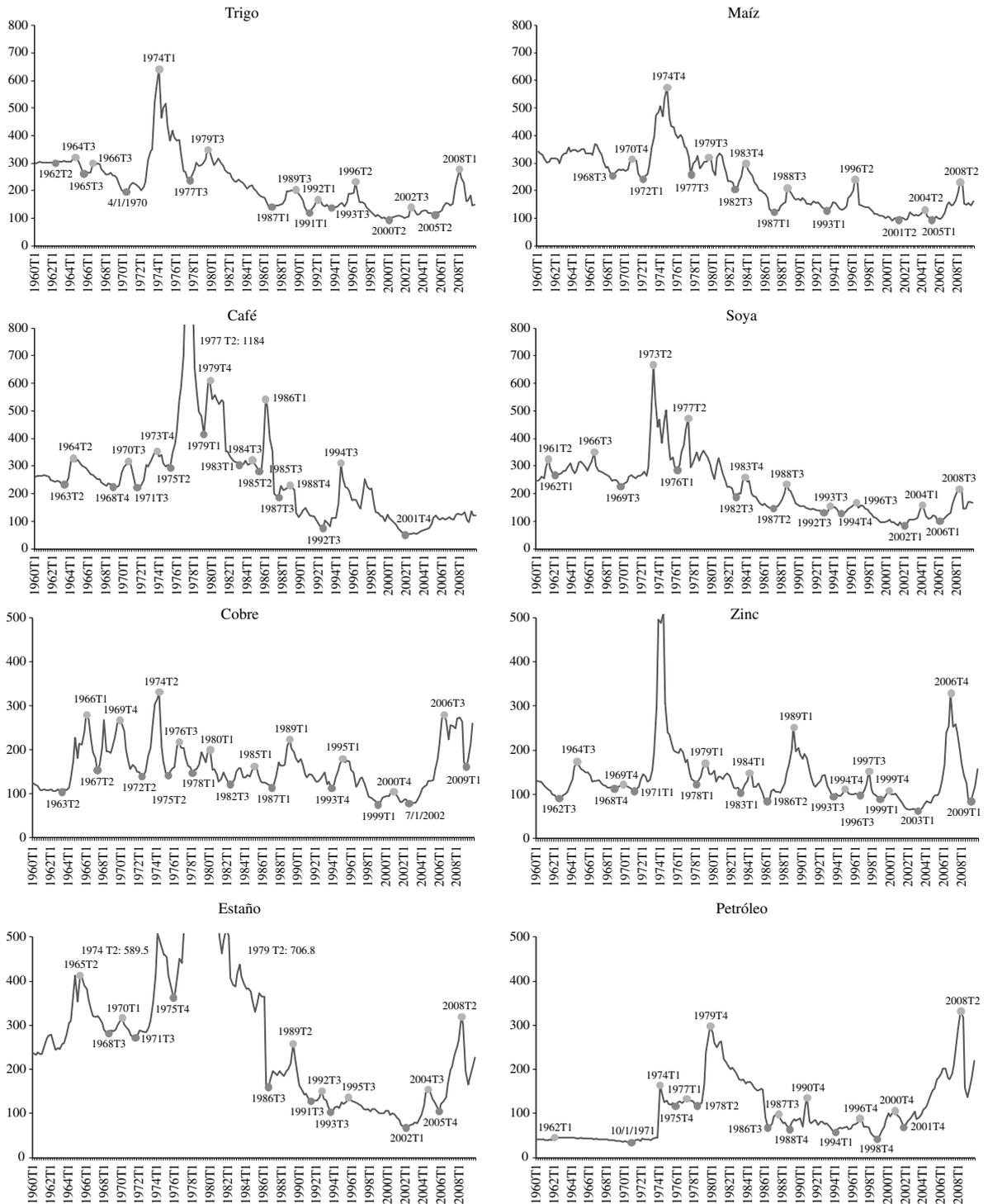
Ciclo			Auge			Caída		
Duración	Variación porcentual		Duración	Variación porcentual		Duración	Variación porcentual	
1986T2-1993T3	30	11,8	1986T2-1989T1	12	197,8	1989T1-1993T3	18	-62,4
1993T3-1996T3	12	3,6	1993T3-1994T4	5	18,8	1994T4-1996T3	7	-12,8
1996T3-1999T1	9	-8,7	1996T3-1997T3	4	55,8	1997T3-1999T1	5	-41,4
1999T1-2003T1	17	-29,8	1999T1-1999T4	4	21,4	1999T4-2003T1	13	-42,2
2003T1-2009T1	24	34,7	2003T1-2006T4	15	424,0	2006T4-2009T1	9	-74,3
Estaño								
1965T2-1970T1	19	-23,4	1968T3-1970T1	6	12,7	1965T2-1968T3	13	-32,0
1970T1-1974T2	17	86,2	1971T3-1974T2	11	116,7	1970T1-1971T3	6	-14,0
1974T2-1979T2	20	19,9	1975T4-1979T2	14	94,8	1974T2-1975T4	6	-38,4
1979T2-1989T2	40	-63,5	1986T3-1989T2	11	61,5	1979T2-1986T3	29	-77,4
1989T2-1992T3	13	-41,2	1991T3-1992T3	5	17,6	1989T2-1991T3	8	-50,1
1992T3-1995T3	12	-9,4	1993T3-1995T3	8	32,2	1992T3-1993T3	4	-31,4
1995T3-2004T3	36	12,7	2002T1-2004T3	10	127,5	1995T3-2002T1	26	-50,5
2004T3-2008T2	15	106,7	2005T4-2008T2	10	202,7	2004T3-2005T4	5	-31,7
Oro								
1975T1-1980T1	22	128,0	1976T3-1980T1	16	285,2	1975T1-1976T3	6	-40,8
1980T1-1987T4	29	-47,3	1985T1-1987T4	11	39,3	1980T1-1985T1	18	-62,2
1987T4-1994T1	25	-35,1	1993T1-1994T1	4	13,9	1987T4-1993T1	21	-43,0
1994T1						1994T1-2001T1	28	-44,2
Plata								
1971T4-1977T3	23	114,3	1971T4-1974T2	10	205,5	1974T2-1977T3	13	-29,9
1977T3-1982T2	19	-3,1	1977T3-1980T1	10	444,1	1980T1-1982T2	9	-82,2
1982T2-1986T2	16	-33,2	1982T2-1983T2	4	77,3	1983T2-1986T2	12	-62,3
1986T2-1993T1	27	-44,7	1986T2-1987T2	4	44,9	1987T2-1993T1	23	-61,9
1993T1-2001T3	34	-6,6	1993T1-1994T3	6	38,9	1994T3-2001T3	28	-32,8
			2001T3-2008T2	27	212,9			
Petróleo								
1962T1-1974T1	48	259,0	1971T4-1974T1	13	383,1	1962T1-1971T4	35	-25,7
1974T1-1977T1	12	-18,7	1975T4-1977T1	5	15,1	1974T1-1975T4	7	-29,3
1977T1-1979T4	11	122,7	1978T2-1979T4	6	152,9	1977T1-1978T2	5	-12,0
1979T4-1987T3	31	-66,8	1986T3-1987T3	5	44,6	1979T4-1986T3	26	-77,1
1987T3-1990T4	13	37,8	1988T4-1990T4	8	112,4	1987T3-1988T4	5	-35,1
1990T4-1996T4	24	-34,5	1994T1-1996T4	11	56,1	1990T4-1994T1	13	-58,0
1996T4-2000T4	16	18,9	1998T4-2000T4	8	151,7	1996T4-1998T4	8	-52,8
2000T4-2008T2	30	212,5	2001T4-2008T2	26	380,6	2000T4-2001T1	4	-35,0

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

Nota: el número junto a la letra T indica el trimestre del año; por ejemplo: 2008:T4, corresponde al cuarto trimestre.

GRÁFICO A1.1

**Ciclos de índices de precios reales: productos seleccionados, primer trimestre de 1960 a cuarto trimestre de 2009**  
(Año base 2000=100)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

Nota: el número junto a la letra T indica el trimestre del año; por ejemplo: 1969 T4, corresponde al cuarto trimestre.

## ANEXO 2

## Estimación de medidas de convergencia

## CUADRO A2.1

## Contrastes clásicos de raíz unitaria, primer trimestre de 1960 a cuarto trimestre de 2009

Producto básico	Dickey-Fuller aumentado			Phillips-Perron		
	Niveles Primeras diferencias			Niveles Primeras diferencias		
Índice general	-1,79	-8,10	***	-1,56	-7,92	***
Productos alimenticios	-1,57	-9,41	***	-1,46	-9,34	***
Alimentos	-1,76	-8,93	***	-1,60	-8,82	***
Trigo	-1,98	-11,17	***	-1,88	-11,15	***
Maíz	-3,20	-10,92	***	-1,66	-10,55	***
Arroz	-2,01	-8,96	***	-1,34	-8,29	***
Azúcar	-3,00	-9,29	***	-2,50	-8,91	***
Carne de res	-0,86	-7,59	***	-1,02	-12,91	***
Bananos	-2,02	-10,99	***	-5,76	-36,00	***
Carne de soya	-3,71	-10,59	***	-2,04	-10,41	***
Harina de pescado	-2,46	-7,92	***	-2,81	-7,72	***
Bebidas tropicales	-1,72	-9,62	***	-1,55	-9,67	***
Café (Colombia)	-1,75	-7,32	***	-1,85	-10,67	***
Café (Brasil)	-1,94	-10,68	***	-1,69	-10,72	***
Cacao	-1,90	-10,00	***	-1,81	-9,99	***
Aceites y oleaginosas	-3,26	-10,10	***	-1,90	-10,09	***
Soya en granos	-3,35	-10,85	***	-1,50	-11,84	***
Aceite de soya	-3,25	-10,21	***	-2,10	-10,25	***
Aceite de girasol	-3,42	-9,34	***	-1,94	-8,60	***
Materias primas agrícolas	-3,32	-8,43	***	-2,16	-6,89	***
Tabaco	-3,10	-8,70	***	-1,68	-8,63	***
Algodón	-3,59	-10,69	***	-2,70	-10,42	***
Caucho	-2,87	-6,93	***	-1,92	-10,10	***
Minerales y metales	-2,28	-9,10	***	-1,46	-8,62	***
Hierro	-0,56	-14,14	***	-0,87	-14,22	***
Aluminio	-5,15	-8,09	***	-2,54	-6,91	***
Cobre	-3,22	-10,21	***	-2,75	-9,66	***
Níquel	-3,48	-9,46	***	-3,04	-9,38	***
Plomo	-1,84	-8,68	***	-2,18	-8,34	***
Zinc	-3,80	-8,80	***	-3,10	-8,27	***
Estaño	-1,56	-10,75	***	-1,42	-10,42	***
Oro	-2,97	-4,30	***	-2,24	-10,61	***
Plata	-1,45	-11,11	***	-1,67	-11,11	***
Petróleo	-1,62	-12,44	***	-1,56	-12,40	***

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

Nota: los asteriscos indican que la hipótesis nula de raíz unitaria puede rechazarse con un nivel de significancia de 10% (\*), 5% (\*\*) y 1% (\*\*\*). La especificación de cada prueba de hipótesis (número de rezagos, presencia de tendencia y otros) se seleccionó según el criterio de información de Schwarz.

CUADRO A2.2

**Estimación del parámetro autorregresivo y medidas de persistencia,  
primer trimestre de 1960 a cuarto trimestre de 2009**

	Niveles				Primeras diferencias					
	MCO		EIM	FIRA	VM	MCO		EIM	FIRA	VM
Índice general	0,98 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,49 (0,06)	***	0,51	2,03	1,02
Productos alimenticios	0,98 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,38 (0,07)	***	0,39	1,65	0,74
Alimentos	0,98 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,42 (0,07)	***	0,44	1,77	0,84
Trigo	0,95 (0,02)	***	0,98	54,07	37,13	0,22 (0,07)	***	0,24	1,31	0,48
Maíz	0,94 (0,03)	***	0,97	34,50	23,56	0,24 (0,07)	***	0,25	1,34	0,51
Arroz	0,97 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,42 (0,07)	***	0,43	1,77	0,83
Azúcar	0,95 (0,02)	***	0,99	115,03	79,39	0,39 (0,07)	***	0,40	1,68	0,76
Carne de res	0,95 (0,02)	***	0,99	95,36	65,75	0,08 (0,07)		0,09	1,10	0,29
Bananos	0,69 (0,05)	***	0,71	3,48	2,04	-0,32 (0,07)	***	-0,32	-	-
Carne de soya	0,93 (0,03)	***	0,96	25,49	17,32	0,27 (0,07)	***	0,29	1,40	0,56
Harina de pescado	0,96 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,54 (0,06)	***	0,56	2,26	1,19
Bebidas tropicales	0,97 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,36 (0,07)	***	0,37	1,59	0,70
Café (Colombia)	0,96 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,26 (0,07)	***	0,28	1,39	0,54
Café (Brasil)	0,96 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,26 (0,07)	***	0,28	1,39	0,54
Cacao	0,98 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,32 (0,07)	***	0,33	1,50	0,63
Aceites y oleaginosas	0,95 (0,02)	***	0,98	58,75	40,37	0,31 (0,07)	***	0,33	1,49	0,62
Soya en granos	0,93 (0,03)	***	0,96	23,22	15,74	0,18 (0,07)	**	0,19	1,24	0,42
Aceite de soya	0,94 (0,02)	***	0,98	46,78	32,08	0,30 (0,07)	***	0,32	1,47	0,61
Aceite de girasol	0,95 (0,02)	***	0,99	77,90	53,65	0,38 (0,07)	***	0,40	1,66	0,75
Materias primas agrícolas	0,96 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,49 (0,06)	***	0,50	2,02	1,01
Tabaco	0,97 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,44 (0,06)	***	0,46	1,84	0,88
Algodón	0,93 (0,03)	***	0,96	23,84	16,18	0,25 (0,07)	***	0,27	1,37	0,53
Caucho	0,95 (0,02)	***	0,99	73,34	50,49	0,31 (0,07)	***	0,32	1,48	0,62
Minerales y metales	0,98 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,39 (0,07)	***	0,41	1,69	0,78
Hierro	1,00 (0,02)	***	-	-	-	-0,03 (0,07)		-0,02	-	-
Aluminio	0,92 (0,03)	***	0,95	19,65	13,27	0,49 (0,06)	***	0,51	2,04	1,03
Cobre	0,94 (0,03)	***	0,98	49,77	34,15	0,30 (0,07)	***	0,31	1,46	0,60

(Continúa en página siguiente)

(Continuación cuadro A2.2)

	Niveles					Primeras diferencias				
	MCO		EIM	FIRA	VM	MCO		EIM	FIRA	VM
Níquel	0,95 (0,02)	***	0,98	58,68	40,33	0,37 (0,07)	***	0,39	1,63	0,73
Plomo	0,97 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,40 (0,07)	***	0,42	1,72	0,79
Zinc	0,94 (0,02)	***	0,98	41,95	28,73	0,42 (0,07)	***	0,44	1,78	0,84
Estaño	0,97 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,26 (0,07)	***	0,27	1,37	0,53
Oro	0,97 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,20 (0,08)	**	0,22	1,28	0,45
Plata	0,97 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,11 (0,08)		0,13	1,15	0,34
Petróleo	0,96 (0,02)	***	1,00	∞	∞	0,11 (0,07)		0,13	1,15	0,34

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

Notas: MCO = mínimos cuadrados ordinarios; EIM = estimador insesgado de la mediana; FIRA = función de impulso-respuesta acumulada; VM = vida media. El parámetro estimado es  $a$  de la ecuación (1). Los números entre paréntesis son las desviaciones estándar de los estimadores. Los asteriscos indican que el coeficiente es significativo al 10% (\*), 5% (\*\*) y 1% (\*\*\*)

CUADRO A2.3

**Estimación del parámetro de memoria  
primer trimestre de 1960 a cuarto trimestre de 2009**

	Máxima verosimilitud	Máxima verosimilitud de perfil modificado	Mínimos cuadrados no lineales	Estimador de Geweke/Porter-Hudak	Estimador de Robinson	Estimador de Robinson-Henry
Índice general	0,3925 (0,0000)	0,3925 (0,0000)	0,4256 (0,0000)	0,3211 (0,0001)	0,3655 (0,0000)	0,4113 (0,0000)
Productos alimenticios	0,2810 (0,0001)	0,2810 (0,0001)	0,2948 (0,0001)	0,2675 (0,0007)	0,3114 (0,0000)	0,3015 (0,0000)
Alimentos	0,3243 (0,0000)	0,3243 (0,0000)	0,3425 (0,0000)	0,2908 (0,0003)	0,3106 (0,0000)	0,3452 (0,0000)
Trigo	0,1416 (0,0394)	0,1416 (0,0404)	0,1470 (0,0373)	0,0869 (0,2669)	0,0925 (0,1104)	0,1639 (0,0013)
Maíz	0,1125 (0,1294)	0,1126 (0,1311)	0,1173 (0,1241)	0,1057 (0,1774)	0,1151 (0,0680)	0,1582 (0,0019)
Aroz	0,3146 (0,0000)	0,3146 (0,0000)	0,3347 (0,0000)	0,2767 (0,0005)	0,2962 (0,0001)	0,3462 (0,0000)
Azúcar	0,3005 (0,0000)	0,3005 (0,0000)	0,3175 (0,0000)	0,2947 (0,0002)	0,2660 (0,0003)	0,3166 (0,0000)
Carne de res	0,0317 (0,6187)	0,0317 (0,6204)	0,0326 (0,6143)	0,1375 (0,0798)	0,1169 (0,1659)	0,0590 (0,2414)
Bananos	-0,4356 (0,0000)	-0,4202 (0,0000)	-0,4163 (0,0000)	-0,3051 (0,0001)	-0,2085 (0,0026)	-0,3670 (0,0000)
Carne de soja	0,1418 (0,0703)	0,1418 (0,0717)	0,1480 (0,0663)	0,0020 (0,9799)	0,0891 (0,2063)	0,1912 (0,0002)
Harina de pescado	0,4517 (0,0000)	0,4517 (0,0000)	0,5208 (0,0000)	0,2812 (0,0004)	0,2837 (0,0003)	0,4688 (0,0000)
Bebidas tropicales	0,2571 (0,0003)	0,2571 (0,0004)	0,2699 (0,0003)	0,3388 (0,0000)	0,3607 (0,0000)	0,2844 (0,0000)
Café (Colombia)	0,1591 (0,0253)	0,1591 (0,0260)	0,1657 (0,0238)	0,2540 (0,0013)	0,3287 (0,0011)	0,1994 (0,0001)
Café (Brasil)	0,1557 (0,0309)	0,1557 (0,0317)	0,1624 (0,0291)	0,2113 (0,0074)	0,2271 (0,0015)	0,1922 (0,0002)
Cacao	0,2367 (0,0006)	0,2367 (0,0006)	0,2462 (0,0006)	0,2599 (0,0010)	0,2820 (0,0002)	0,2462 (0,0000)
Aceites y oleaginosas	0,2193 (0,0029)	0,2193 (0,0031)	0,2301 (0,0027)	0,1992 (0,0115)	0,2199 (0,0003)	0,2462 (0,0000)
Soja en granos	0,0260 (0,7236)	0,0260 (0,7247)	0,0268 (0,7195)	-0,0447 (0,5676)	0,0369 (0,6069)	0,0837 (0,0972)
Acete de soja	0,2198 (0,0024)	0,2198 (0,0026)	0,2280 (0,0024)	0,1808 (0,0216)	0,2329 (0,0011)	0,2415 (0,0000)
Acete de girasol	0,2814 (0,0003)	0,2814 (0,0003)	0,2989 (0,0003)	0,2913 (0,0002)	0,2961 (0,0001)	0,3086 (0,0000)

(Continúa en página siguiente)

(Continuación cuadro A2.3)

	Máxima verosimilitud	Máxima verosimilitud de perfil modificado	Mínimos cuadrados no lineales	Estimador de Geweke/Porter-Hudak	Estimador de Robinson	Estimador de Robinson-Henry
Materias primas agrícolas	0,4005 (0,0000)	0,4005 (0,0000)	0,4447 (0,0000)	0,3352 (0,0000)	0,3280 (0,0000)	0,4033 (0,0000)
Tabaco	0,3435 (0,0000)	0,3435 (0,0000)	0,3648 (0,0000)	0,3431 (0,0000)	0,3467 (0,0000)	0,3676 (0,0000)
Algodón	0,1193 (0,1384)	0,1193 (0,1404)	0,1253 (0,1318)	0,1068 (0,1731)	0,1413 (0,0322)	0,1592 (0,0018)
Caucho	0,2470 (0,0004)	0,2470 (0,0004)	0,2572 (0,0004)	0,2481 (0,0018)	0,2352 (0,0005)	0,2452 (0,0000)
Minerales y metales	0,2987 (0,0001)	0,2987 (0,0001)	0,3169 (0,0001)	0,3011 (0,0002)	0,2610 (0,0000)	0,3075 (0,0000)
Hierro	-0,0046 (0,9309)	0,0323 (0,5335)	0,0327 (0,5293)	0,0686 (0,3807)	0,0384 (0,5273)	0,0322 (0,5228)
Aluminio	0,4064 (0,0000)	0,4064 (0,0000)	0,4562 (0,0000)	0,3040 (0,0001)	0,3132 (0,0001)	0,4433 (0,0000)
Cobre	0,1853 (0,0162)	0,1853 (0,0168)	0,1946 (0,0151)	0,1935 (0,0141)	0,1942 (0,0021)	0,2106 (0,0000)
Níquel	0,2811 (0,0002)	0,2811 (0,0002)	0,2973 (0,0002)	0,2404 (0,0024)	0,2594 (0,0002)	0,3026 (0,0000)
Plomo	0,3112 (0,0000)	0,3112 (0,0000)	0,3311 (0,0000)	0,2761 (0,0005)	0,2668 (0,0000)	0,3283 (0,0000)
Zinc	0,3408 (0,0000)	0,3408 (0,0000)	0,3644 (0,0000)	0,1727 (0,0281)	0,1784 (0,0088)	0,3310 (0,0000)
Estaño	0,1522 (0,0282)	0,1522 (0,0290)	0,1582 (0,0270)	0,1524 (0,0524)	0,1622 (0,0023)	0,1790 (0,0005)
Oro	0,1827 (0,0044)	0,1827 (0,0047)	0,1885 (0,0043)	0,1482 (0,0971)	0,1302 (0,0384)	0,1833 (0,0014)
Plata	0,0675 (0,3416)	0,0675 (0,3447)	0,0695 (0,3347)	0,1601 (0,0734)	0,1573 (0,0371)	0,0839 (0,1380)
Petróleo	0,0089 (0,8929)	0,0089 (0,8935)	0,0092 (0,8913)	0,0308 (0,6934)	0,0742 (0,2254)	0,0465 (0,3562)

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

Notas: El parámetro estimado es  $d$  de la ecuación (2). Los números entre paréntesis son los valores  $p$  del contraste de significancia de cada estimador. Los asteriscos indican que el coeficiente es significativo al 10% (\*), 5% (\*\*), y 1% (\*\*\*)

## Bibliografía

- Andrews, Donald (1993), "Exactly median-unbiased estimation of first order autoregressive/unit root models", *Econometrica*, vol. 61, N° 1, Washington, D.C., Econometric Society.
- Andrews, Donald y Hong-Yuan Chen (1994), "Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, N° 2, Alexandria, American Statistical Association.
- Bello, Omar y Rodrigo Heresi (2008), "El auge reciente de precios de los productos básicos en perspectiva histórica", *serie Macroeconomía del desarrollo*, N° 71 (LC/L.2975-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.08.II.G.84.
- Bello, Omar, Rodrigo Heresi y Omar Zambrano (2008), "The present decade boom of commodity prices in historical perspective and its macroeconomic effects in Latin America", Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), inédito.
- Bry, Gerhard y Charlotte Boschan (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, Cambridge, Massachusetts, Nueva York, National Bureau of Economic Research.
- Caballero, Ricardo, Emmanuel Farhi y Pierre-Olivier Gourinchas (2008), "Financial crash, commodity prices, and global imbalances", *Brookings Papers on Economic Activity*, Washington, D.C., Brookings Institution Press.
- Cashin, Paul, John McDermott y Alasdair Scott (1999a), "Booms and slumps in world commodity prices", *IMF Working Papers*, N° 155, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- \_\_\_\_\_ (1999b), "The myth of co-moving commodity prices", *Discussion Paper Series*, N° G99/8, Wellington, Reserve Bank of New Zealand.
- Cashin, Paul y John McDermott (2002), "The long-run behavior of commodity prices: small trends and big variability", *IMF Staff Papers*, vol. 49, N° 2, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- Cashin, Paul, Hog Liang y John McDermott (2000), "How persistent are shocks to world commodity prices?", *IMF Staff Papers*, vol. 47, N° 2, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2008), *Panorama social de América Latina, 2008 (LC/G.2402-P)*, Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.08.II.G.89.
- \_\_\_\_\_ (2007), *Panorama social de América Latina, 2007 (LC/G.2351-P)*, Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.07.II.G.124.
- \_\_\_\_\_ (varios años), *Estudio económico de América Latina y el Caribe*, Santiago de Chile.
- \_\_\_\_\_ (varios años), *Panorama social de América Latina*, Santiago de Chile.
- Cuddington, John (1992), "Long-run trends in 26 primary commodities: a disaggregated look at the Prebisch-Singer hypothesis", *Journal of Development Economics*, vol. 39, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Cuddington, John y Carlos Urzúa (1989), "Trends and cycles in the net Barter terms of trade: a new approach", *Economic Journal*, vol. 99, N° 396, Londres, Royal Economic Society.
- Cuddington, John, Rodney Ludema y Shamila Jayasuriya (2002), "Prebisch-Singer Redux", *Documentos de trabajo*, N° 140, Santiago de Chile, Banco Central de Chile, febrero.
- Davis, Steven y John Haltiwanger (2001), "Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes", *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Deaton, Angus (1999), "Commodity prices and growth in Africa", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 13, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Deaton, Angus y Guy Laroque (1992), "On the behaviour of commodity prices", *Review of Economic Studies*, vol. 59, N° 1, Oxford, Blackwell Publishing.
- Doornik, Jurgen y Marius Ooms (2004), "Inference and forecasting for ARFIMA models, with an application to US and UK inflation", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, vol. 8, N° 2, Berkeley, Berkeley Electronic Press.
- Grilli, Enzo y Maw Yang (1988), "Primary commodity prices, manufactured goods prices, and the terms of trade of developing countries: what the long run shows", *The World Bank Economic Review*, vol. 2, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Hamilton, James (1996), "This is what happened to the oil price-macro economy relationship", *Journal of Monetary Economics*, vol. 38, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Herrera, Ingrid y Ramón Pineda (2006), "Booms de la cesta petrolera venezolana", Caracas, Vicepresidencia de Estudios, Banco Central de Venezuela, inédito.
- Ocampo, José Antonio y María Ángela Parra (2003), "Los términos de intercambio de los productos básicos en el siglo XX", *Revista de la CEPAL*, N° 79 (LC/G.2200), Santiago de Chile, abril.
- Pyndick, Robert y Julio Rotemberg (1990), "The excess of co-movements of commodity prices", *The Economic Journal*, vol. 100, N° 403, Londres, Royal Economic Society, diciembre.
- Reinhart, Carmen y Peter Wickham (1994), "Commodity prices: cyclical weakness or secular decline", *IMF Staff Papers*, vol. 41, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Rodríguez, Francisco (2009), "¿Está América Latina sumida en una trampa de pobreza?", *serie Macroeconomía del desarrollo*, N° 80 (LC/L.3017-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.09.II.G.27.
- Southwood, Jim (2008), "CRU's new process for managing copper price risk", presentación en la CRU's 7<sup>th</sup> World Copper Conference, abril.
- Toledo, Manuel (2008), "Understanding business cycles in Latin America", Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), inédito.