

Los términos de *intercambio de los* productos básicos *en el siglo XX*

José Antonio Ocampo

*Secretario Ejecutivo
de la CEPAL
jaocampo@eclac.cl*

María Ángela Parra

*Asesora del Secretario Ejecutivo
de la CEPAL
aparra@eclac.cl*

Este artículo examina la evolución de los términos de intercambio entre productos básicos y manufacturas en los años 1900 a 2000. Un análisis estadístico de las series de precios relativos de 24 productos básicos y ocho índices muestra que hubo un deterioro marcado de los términos de intercambio de trueque a lo largo del siglo XX, pero que este deterioro no fue continuo, ni tampoco homogéneo entre productos. Según se muestra aquí, las profundas transformaciones que enfrentó la economía mundial alrededor de 1920 y de 1980 se tradujeron en un deterioro escalonado, que se reflejó a largo plazo en una caída cercana al 1% anual de los índices agregados de los precios relativos de las materias primas.

I

Introducción

Este artículo examina la evolución de los términos de intercambio internacionales de los productos básicos a la luz de la evidencia empírica reciente. El análisis se divide en nueve secciones. La sección II resume sucintamente los fundamentos teóricos de lo que se conoce como la hipótesis de Prebisch-Singer. La sección III presenta de la manera más simple posible la evidencia en torno a la evolución de los precios relativos (o términos de intercambio de trueque) de los productos básicos frente a las manufacturas. La sección IV analiza la estructura autorregresiva de las series, para luego, en la V, evaluar la posible existencia de cambios estructurales. La sección VI considera, a partir del análisis de las dos secciones precedentes, la dinámica de las series. La sección VII retoma la evolución de las series esta-

cionarias y revela la existencia de dos cambios sustanciales, en 1921 y 1979. La sección VIII examina brevemente la persistencia de las perturbaciones (*shocks*) en el corto y mediano plazo. Por último, en la sección IX se presenta una interpretación de los resultados.

El análisis empírico utiliza las series de precios de veinticuatro productos básicos, siete índices contruidos por Grilli y Yang (1988) —actualizados hasta el año 2000 empleando la metodología original de estos autores, para así poder incluir en el análisis el conjunto del siglo pasado— y, como índice alternativo, el índice de precios de productos básicos (*commodities*) industriales de la revista *The Economist*. En la sección III se verán en detalle los productos analizados y la composición de los índices.

II

La hipótesis Prebisch-Singer

La tesis sobre la tendencia al deterioro de los términos de intercambio¹ de los países en desarrollo fue formulada paralelamente por Sir Hans Singer y por Raúl Prebisch² a principios de la década de 1950, en gran medida para explicar los resultados de investigaciones empíricas realizadas por el Departamento de Asuntos Económicos y Sociales de las Naciones Unidas que corroboraban dicha tendencia.³ En su formulación original, esta tesis combinaba dos hipótesis diferentes, aunque ciertamente complementarias, que tuvieron con posterioridad un desarrollo teórico paralelo en la lite-

ratura económica: por una parte, el efecto negativo de la inelasticidad-ingreso de la demanda de materias primas sobre los términos de intercambio de los países en vías de desarrollo y, por otra, las asimetrías en el funcionamiento de los mercados laborales del “centro” y de la “periferia” de la economía mundial. La diferencia conceptual fundamental entre estas dos hipótesis surge de que, mientras en el primer caso la presión hacia el deterioro de los precios reales de los productos básicos se genera a través de los mercados de bienes, es decir, de los términos de intercambio de trueque, en la segunda opera a través de los mercados de factores y, por ende, de los términos de intercambio factoriales y sólo indirectamente, por los efectos en los costos de producción, sobre los términos de intercambio de trueque. Una segunda diferencia es que, como resultado de lo anterior, mientras la primera hipótesis se aplica exclusivamente a los productos básicos (o, en general, a productos que enfrentan una baja elasticidad-ingreso de la demanda), la segunda afecta a todos los bienes o servicios producidos en los países en desarrollo, cualesquiera sean sus características o su demanda final.

□ Este ensayo fue elaborado como documento de base para el informe *Globalización y Desarrollo* (CEPAL, 2002). Los autores agradecen los comentarios de Oscar Altimir, André Hoffman, Raimundo Soto y Daniel Titelman, así como la colaboración de Claudia de Camino y Jaime Contador en la elaboración de los datos: agradecen también a Paul Cashin y John Cuddington la gentileza de haber compartido con ellos sus bases de datos al respecto.

¹ Véanse las distintas acepciones del término en Scandizzo y Diakosawas (1987).

² Véase Singer (1950) y Prebisch (1950).

³ La pertinencia de los datos utilizados y su confiabilidad han sido debatidas a fondo. Al respecto véase en particular Scandizzo y Diakosawas (1987).

La primera hipótesis partía de la conocida observación según la cual el crecimiento económico tiende a generar cambios en la estructura productiva a lo largo del tiempo y, en particular, una tendencia a la disminución del tamaño relativo del sector primario. Como se sabe ampliamente, este cambio estructural está vinculado no sólo con las características de las demandas finales (especialmente la baja elasticidad-ingreso de la demanda de alimentos), sino también con que una parte importante del cambio tecnológico en las manufacturas está asociado a la reducción de los costos de las materias primas o a la producción de materiales sintéticos. Estas variaciones en la estructura productiva tienen repercusiones importantes a nivel mundial, si la división internacional del trabajo implica que los países en desarrollo se especializan en la producción de materias primas y los países industrializados en manufacturas. En este contexto, los primeros deberán crecer con más lentitud o, alternativamente, los excedentes de bienes primarios que producen tenderán a presionar a la baja sus precios relativos en el ámbito internacional.⁴

La segunda hipótesis fue formulada por ambos autores —pero quizás en forma más clara por Singer— como una distribución desigual de los frutos del progreso técnico: mientras en el caso de las manufacturas esos frutos benefician a los productores, que se apropian de ellos a través de mayores ingresos, en el caso de los productos básicos se traducen en menores precios. Esta asimetría resulta del funcionamiento tanto de los mercados de bienes (mayor poder de mercado para fijar los precios en las manufacturas) como de los mercados laborales (mayor organización de los trabajadores industriales). Sin embargo, a nivel internacional también refleja los problemas de la división internacional del trabajo. Aquí la formulación más precisa fue la de Prebisch. En su visión, la menor demanda de largo plazo de materias primas hace que los excedentes relativos de mano de obra desplazados de las actividades primarias tiendan a concentrarse en los países en desarrollo, los que a su vez tropiezan con mayores dificultades para emplear dichos excedentes en nuevos

sectores productivos. Entre esas dificultades se encuentran las restricciones de carácter político a la migración hacia los países industrializados y los obstáculos a la industrialización tardía de los países en desarrollo, asociados en la hipótesis de Prebisch a las grandes disparidades técnicas y de disponibilidad de capital entre los países del “centro” y de la “periferia”. De esta manera, se generan excedentes relativos de mano de obra que se traducen en un deterioro de los salarios relativos de los trabajadores de los países en desarrollo y, por ende, de los términos de intercambio de estos países.⁵

La historia de la controversia acerca de los términos de intercambio en los países en desarrollo se puede escribir en gran medida en torno a la evolución de estas dos hipótesis.⁶ Así, la bibliografía neoclásica y keynesiana de los años cincuenta y sesenta concentró su atención en la primera de ellas. En la formulación de Johnson (1954), la menor elasticidad-ingreso de la demanda de materias primas debe reflejarse en menor crecimiento económico de los países que se especializan en dichos productos o en una tendencia al deterioro de sus precios. Aunque este efecto depende únicamente de la elasticidad-ingreso, la magnitud del deterioro será mayor cuanto menor sea la elasticidad-precio de la demanda de materias primas. Cabe destacar, sin embargo, que este tipo de modelo es incapaz de generar asimetrías en la transmisión del progreso técnico, es decir, de validar la segunda hipótesis Prebisch-Singer.

En un modelo neoclásico de comercio (Heckscher-Ohlin), cualquier factor que aumente la oferta de un bien tenderá a traducirse en una baja de sus precios relativos. Así, en países o regiones suficientemente grandes como para afectar los precios internacionales, el cambio tecnológico de las industrias de exportación se verá reflejado en un deterioro de los términos de intercambio. Por el contrario, el cambio tecnológico en industrias de sustitución de importaciones tendrá el efecto contrario, ya que generará una transferencia de recursos productivos hacia dichos sectores, reduciendo la

⁴ Las presiones que favorecen la desigualdad de los ritmos de crecimiento serán más grandes si las externalidades originadas por la producción (la generación de multiplicadores de demanda y las externalidades asociadas al progreso técnico, en particular) son mayores en la producción industrial. Éste fue también uno de los elementos esenciales de la tesis de ambos autores, pero no será objeto de atención aquí. Véase una interesante evaluación empírica reciente sobre este tema, para el período 1870-1940, en Hadass y Williamson (2001).

⁵ En la visión de Prebisch (1950) esta asimetría se hacía evidente sobre todo durante las fases descendentes del ciclo económico. Así, los trabajadores de los países del centro no sólo eran capaces de elevar sus ingresos durante las fases de auge, sino también de defenderlos durante las recesiones cíclicas de la economía mundial. En cambio, frente a los excedentes y, por ende, frente al deterioro cíclico pronunciado de los precios de las materias primas, los trabajadores de la periferia eran incapaces de evitar la caída de sus ingresos durante las crisis.

⁶ Al respecto véase Ocampo (1986 y 1991).

oferta de exportaciones e induciendo de esta manera una mejora de los términos de intercambio.

A diferencia de este tipo de razonamiento, el análisis del “intercambio desigual” se concentró, desde fines de los años sesenta, en las asimetrías del funcionamiento de los mercados laborales. Las visiones más acabadas surgen de los modelos elaborados por Findlay (1980 y 1981) y Taylor (1983, cap. 10) a comienzos del decenio de 1980.⁷ En ambos casos se modela una economía en que el “Norte” determina el ritmo del crecimiento mundial, al cual se ajusta el “Sur”. El elemento esencial del modelo es, sin embargo, el reconocimiento de las asimetrías entre las estructuras económicas de ambas regiones. Así, el Norte tiene una estructura económica neoclásica en el modelo de Findlay y una keynesiana (o, más precisamente, kaleckiana) en el de Taylor, en tanto que el Sur funciona en ambos casos como una economía de excedentes de mano de obra, siguiendo las formulaciones de Lewis. Estas asimetrías generan una dinámica que sigue en forma rigurosa la segunda hipótesis Prebisch-Singer: es decir, a largo plazo el Norte se apropia enteramente de los frutos de su propio cambio técnico, en tanto que las mejoras en la productividad del Sur se ven reflejadas en un deterioro equivalente de sus términos de intercambio de trueque (es decir, el cam-

bio técnico se “exporta”). Esto es reflejo de los efectos asimétricos del cambio tecnológico sobre los salarios reales: mientras en el Norte dichos salarios se elevan en magnitud equivalente a los aumentos de la productividad, los salarios reales del Sur no se ven afectados por dicho cambio. El efecto correspondiente opera a través de los costos de producción y es por ello independiente de la naturaleza de los bienes producidos o de su demanda.⁸

En las dos últimas décadas, la literatura empírica sobre este tema se ha enriquecido enormemente,⁹ gracias a la existencia de datos más confiables y a nuevas metodologías estadísticas, más rigurosas, para el análisis de series de tiempo. En las secciones siguientes se utilizan estas metodologías para examinar la validez de una tesis que ha cumplido ya medio siglo de existencia. Cabe agregar que, debido a la disponibilidad de los datos, la evaluación empírica se refiere esencialmente a los términos de intercambio de trueque. Sin embargo, la cuantiosa literatura reciente sobre “convergencia” o “divergencia” internacional de los salarios y los ingresos per cápita puede considerarse en cierto sentido como un aporte a la dilucidación de la segunda hipótesis mencionada: aquélla que gira en torno a la tendencia de los términos de intercambio factoriales.¹⁰

III

Análisis preliminar de la tendencia de los precios reales de los productos básicos

La información básica utilizada en este trabajo es el conjunto de veinticuatro series de precios de productos básicos¹¹ y siete índices elaborados originalmente por Grilli y Yang (1988) para el período 1900-1986, y actualizados hasta el año 2000 para así poder incluir

en el análisis el siglo pasado en su conjunto.¹² El deflactor que se usa para calcular los precios reales es el índice del valor unitario de las manufacturas (MUV) de las Naciones Unidas.¹³ Como alternativa se emplea

⁷ Véase también una comparación de éstos y otros modelos en Ocampo (1986).

⁸ Por ello, a diferencia de lo que argumentan Hadass y Williamson (2001), es lógico modelar este efecto bajo el supuesto de elasticidades-ingreso equivalentes (unitarias) para los bienes que producen ambas regiones.

⁹ Véase, entre otros, Cuddington y Urzúa (1989), Powell (1991), Ardeni y Wright (1992), Cuddington (1992), Cuddington y Wei (1998), Bleaney y Greenaway (1993), León y Soto (1995a y 1995b), Cashin y McDermott (2002) y Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002).

¹⁰ Véase una síntesis de las conclusiones de este debate y algunos cálculos adicionales en CEPAL (2002, cap. 3).

¹¹ Los productos son: seis metales (aluminio, cobre, estaño, plata, plomo y zinc), siete materias primas no alimentarias (aceite de palma, algodón, caucho, cuero, lana, madera y yute), siete alimentos (arroz, azúcar, banano, carne de cordero, carne de res, maíz y trigo), tres bebidas (cacao, café y té) y el tabaco. Estas series fueron obtenidas gracias a la gentileza de John Cuddington, de la Universidad de Georgetown.

¹² Los índices desde 1986 hasta el 2000 y la metodología de actualización se presentan en el apéndice A.

¹³ Este índice refleja el valor unitario de las exportaciones de manufacturas de países industrializados; fue tomado de Grilli y Yang (1988) y actualizado posteriormente con la serie elaborada por la División de Estadística del Departamento de Asuntos Económicos y Sociales de las Naciones Unidas.

el índice de precios de productos básicos industriales de *The Economist* entre 1880 y 1999.¹⁴ Para este último, se usa como deflactor el índice de precios de las exportaciones de Gran Bretaña¹⁵ entre 1880 y 1900, y el MUV para el período posterior. En la sección A del gráfico 1 se muestran los índices totales de precios de Grilli y Yang y en el recuadro 1 se explica la nomenclatura utilizada en el resto del artículo.

Pese a las diferencias entre las series, que surgen de las diversas ponderaciones de los productos en las exportaciones, y a la variabilidad cíclica de cada serie, se observa una nítida y pronunciada caída de largo plazo en los precios reales. En su conjunto, la disminución acumulada es cuantiosa: al año 2000 las materias primas habían perdido entre 50% y 60% del valor relativo que tenían frente a las manufacturas hasta la década de 1920. Este resultado ha sido corroborado por diferentes autores.¹⁶ Cashin y McDermott (2002), por ejemplo, encuentran una tendencia negativa y sin quiebres de 1.3% por año durante 140 años,¹⁷ que curiosamente interpretan como muy pequeña frente a la variabilidad de la serie, pese a que implica una disminución acumulada de 75% a lo largo del período que analizaron.

Esta caída es una característica del siglo XX y no del siglo XIX. De hecho, en forma consistente con las observaciones recientes de Hadass y Williamson (2001), las series muestran más bien una mejora de los precios reales de las materias primas a fines del siglo XIX y comienzos del siglo XX.¹⁸ Estos autores han señalado, además, que la fuerte reducción de los costos de transporte marítimo de aquellos años generó un beneficio para todos los países, que se reflejó en una mejora de los términos de intercambio si los precios se miden en un mismo lugar (es decir, si se comparan

precios de exportación fob con precios de importación cif).

Por otra parte, es importante anotar que la caída no se ha manifestado como una disminución continua de los precios, sino más bien como un deterioro escalonado, con escalones que parecen haber alterado el nivel de los precios en forma permanente. La sección B del gráfico 1 reproduce la serie GYCP1 y pone de relieve estos posibles escalones. Llama la atención el hecho de que las mayores disminuciones de precios sucedieron, pero con un rezago a las dos grandes desaceleraciones en los ritmos de crecimiento de largo plazo de las economías industrializadas: la de la primera guerra mundial y la de 1973, respectivamente (véase al respecto Maddison, 1995).

Estas observaciones sugieren que, más que examinar si hubo o no un deterioro de largo plazo de los términos de intercambio de trueque de las materias primas en el siglo XX, interesa analizar la dinámica particular que ha caracterizado tal caída, así como las diferencias en el comportamiento de los distintos productos. La tesis de Prebisch-Singer se ha asociado tradicionalmente —lo que quizás es incorrecto—¹⁹ a una tendencia secular o continua. En este trabajo se aborda la hipótesis de que el deterioro se dio de manera escalonada, y para ello se hace un análisis detallado del comportamiento tanto de los índices de precios agregados como de los precios de los distintos productos.

Una primera visión se resume en el cuadro 1, que presenta las tasas de crecimiento medio anual de las series para las dos fases de mayor deterioro y para el período en su conjunto, así como un cálculo de la pérdida de valor relativo entre los últimos y los primeros cinco años del siglo XX. Como puede verse, el comportamiento de los distintos productos fue bastante heterogéneo. Sin embargo, independientemente de la ponderación utilizada, todos los índices bajaron en promedio 0.8% por año, debido a la caída del valor relativo de los alimentos, que fue particularmente aguda en los decenios de 1920 y 1980. Mientras los bienes no alimentarios perdieron alrededor de 15% de su poder adquisitivo a lo largo del siglo, los alimentos perdieron la mitad de él. Los únicos productos básicos que aumentaron considerablemente su valor relativo en el siglo en su conjunto fueron las carnes de res y de cordero, la madera y el tabaco.

¹⁴ Esta serie incluye los precios de seis metales (aluminio, cobre, níquel, zinc, estaño y plomo) y de nueve productos básicos no alimentarios (algodón, madera, cuero, caucho, lana, aceite de palma, aceite de coco, soja y aceite de soja). Fue obtenida gracias a la gentileza de Paul Cashin, del Departamento de Estudios del Fondo Monetario Internacional (FMI).

¹⁵ Esto debido a la ausencia de datos alternativos y a la importancia de Gran Bretaña en el comercio mundial a finales del siglo XIX. El índice es el *Great Britain Index of Export Prices*, de A.G. Silverman.

¹⁶ Por ejemplo, véase en Ocampo (1991) un resumen de los estudios existentes sobre el tema hasta la década de 1980.

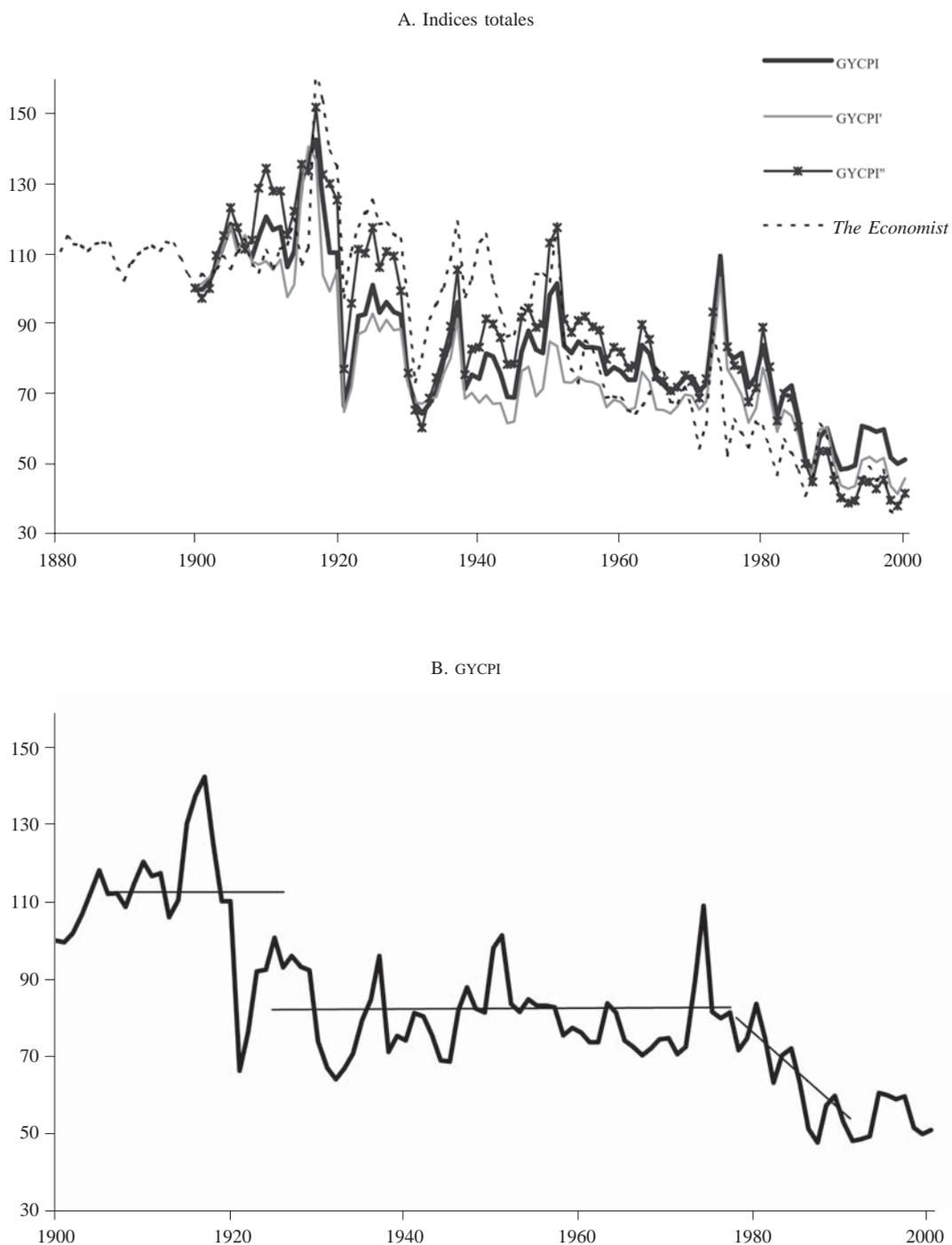
¹⁷ Estos autores utilizan la serie de precios de productos básicos industriales de *The Economist* entre 1862 y 1999 y la transforman en serie de precios relativos, utilizando como deflactor el PIB de los Estados Unidos.

¹⁸ Además, estudios parciales (a nivel de país) indican que los precios de las materias primas aumentaron en términos reales a lo largo del siglo XIX.

¹⁹ Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002) señalan que la hipótesis de Prebisch y Singer no postulaba que la tendencia de largo plazo se mantenía constante a lo largo del tiempo, sino solamente que era negativa.

GRAFICO 1

Indices de precios de productos básicos no petroleros
(1900 = 100)



Fuente: Grilli y Yang (1988) y cálculos de los autores.

Recuadro 1
NOMENCLATURA

Siguiendo la nomenclatura utilizada por Grilli y Yang, consideraremos siete índices de precios en dólares (cuatro índices agregados y tres subíndices) para los productos básicos transados internacionalmente:

GYCPI: Índice total ponderado por la participación de cada producto en las exportaciones totales en 1977-1979. De éste se obtienen tres subíndices: alimentos, no alimentos y metales.

GYCPI': Índice total ponderado por la participación de los países en desarrollo en las exportaciones de productos básicos de 1981. (El índice original utilizaba ponderaciones para 1977-1979, que al no estar disponibles fueron reemplazadas por las de 1981).

GYCPI'': Índice total ponderado por la participación de los productos básicos en las exportaciones mundiales del año en curso.

GYCPI''': Sólo difiere de GYCPI'' en que incluye el precio del petróleo.

CUADRO 1

Precios e índices de productos básicos deflactados por el índice de valor unitario de las manufacturas (MUV) de las Naciones Unidas
(Tasas de crecimiento medio anual)

	1920-1930	1980-1990	1900-2000	1900/1904 -1996/2000	
				Anual	Acumulado
<i>Productos</i>					
Aceite de palma	-2.3	-2.8	-0.3	0.0	-1.3
Algodón	-3.0	-6.1	-1.0	-1.1	-66.0
Aluminio	1.8	2.8	-1.1	-1.3	-71.7
Arroz	3.7	-6.9	-1.3	-1.2	-66.9
Azúcar	-16.8	-10.5	-1.3	-1.1	-65.4
Banano	5.8	0.1	0.0	-0.1	-7.5
Cacao	-0.7	-9.5	-1.3	-1.0	-61.8
Café	0.4	-8.3	-0.1	0.4	45.3
Carne de res	-0.2	-6.6	1.0	0.9	134.6
Caucho	-9.5	-7.6	-2.8	-2.8	-93.4
Cobre	1.4	-1.1	-0.7	-0.6	-46.0
Cordero	-0.1	-3.9	1.6	1.7	399.3
Cuero	-4.7	1.3	-0.8	-1.1	-63.6
Estaño	0.1	-10.2	0.1	0.2	15.4
Lana	-3.1	-5.5	-1.2	-0.4	-7.6
Madera	-2.2	-1.5	1.1	-1.5	208.1
Maíz	-1.2	-5.3	-0.8	1.2	-61.9
Plata	-5.3	-16.2	-0.3	-1.0	-23.8
Plomo	0.7	-4.2	-0.8	-0.3	-48.0
Tabaco	-2.7	-0.4	0.8	-0.7	100.4
Té	7.6	-4.0	-0.7	0.7	-56.2
Trigo	-4.5	-3.1	-0.6	-0.9	-46.4
Yute	-0.9	0.6	-0.4	-0.7	-30.4
Zinc	-0.9	4.7	0.3	0.1	5.9
<i>Índices</i>					
GYCPI	-3.9	-4.4	-0.7	-0.7	-47.8
GYCPI'	-3.7	-4.2	-0.8	-0.8	-55.4
GYCPI''	-4.9	-6.5	-0.9	-1.0	-60.2
GYCPI'''	-5.1	-6.1	-0.4	-0.7	-49.3
Alimentos	-5.2	-7.8	-0.8	-0.7	-49.8
No alimentos	1.2	5.1	0.0	-0.2	-14.6
Metales	5.5	0.9	-0.1	-0.1	-7.1
<i>The Economist</i>	-3.4	-2.5	-1.0	-1.0	-60.1

Fuente: Cálculos de los autores basados en Grilli y Yang (1988) y en datos de las Naciones Unidas y *The Economist*.

El análisis que sigue aborda la estructura dinámica de cada una de las series. Aunque es claro que durante el siglo XX la mayoría de los productos básicos sufrió una caída importante en su capacidad de compra, ni la magnitud de esta caída acumulada ni las tasas de crecimiento medio anuales permiten inferir el comportamiento de largo plazo de las series.²⁰ Para poder entender este comportamiento es funda-

mental saber cómo responden las series ante perturbaciones y, en particular, si tienen o no un componente estocástico. Es importante evaluar también la posibilidad de que las series presenten cambios estructurales para poder utilizar toda la información recopilada con el fin de modelar de la manera más completa posible el comportamiento de cada una de ellas.

IV

Dinámica autorregresiva de las series

Es conveniente diferenciar dos tipos de procesos autorregresivos de las series que pueden dar lugar a tendencias estadísticas cuyas dinámicas son diferentes: una tendencia determinística (TD) si las series son estacionarias en varianza, y una tendencia estocástica (TE), si presentan propiedades de no estacionariedad en varianza.²¹

Un modelo con tendencia determinística (TD) sigue la dinámica:

$$[1] \quad \text{Log } P_t = \beta T_t + \text{ARMA}(p,q)e_t$$

donde T_t es una variable de tendencia, e_t es una perturbación aleatoria independiente e idénticamente distribuida y el parámetro β es la tendencia (tasa exponencial de crecimiento), que puede ser estimada mediante procedimientos econométricos tradicionales (mínimos cuadrados ordinarios). El término ARMA ²² para el residuo elimina la posibilidad de una mala especificación causada por autocorrelaciones de las series de un orden mayor. En este modelo, la serie P_t no es estacionaria (a menos que $\beta=0$), pero las fluctuaciones de P_t alrededor de su tendencia determinística son estacionarias (no hay evidencia de raíz unitaria). En este modelo, la única información requerida para predecir

la evolución de largo plazo del precio es la tasa de crecimiento medio de la variable β , ya que las perturbaciones, siendo totalmente transitorias, no afectan los pronósticos de largo plazo.

Por su parte, un modelo con tendencia estocástica o estacionario en diferencias (TE) sigue la dinámica:

$$[2] \quad \Delta \text{Log } P_t = \gamma + \text{ARMA}(p', q') \mu_t$$

donde Δ es el operador de primeras diferencias y γ es la tasa de crecimiento medio de la variable. La presencia de una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida μ_t ²³ inducirá un comportamiento estocástico en el nivel de precios. Este modelo sería apropiado si se encontrara que la serie tiene una raíz unitaria. Por lo tanto, en este caso, además de una posible tendencia determinística (γ), las perturbaciones pueden tener efectos permanentes en el nivel de precios de los productos básicos. Si γ es estadísticamente significativo, tendremos un proceso de raíz unitaria con deriva (*drift*).

Aplicando esta lógica al GYCPI, en Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002) se señala que la posibilidad de encontrar una tendencia estadísticamente significativa depende de manera crítica de las conclusiones que deriven de un análisis de raíz unitaria. En particular, estos autores muestran que si se concluyera que el índice sigue un proceso TD, la tendencia sería significativa y del orden de -0.3% al año. Por otra parte, si se concluyera que sigue un proceso TE, dada la gran varianza de la serie en diferencias, no se podría rechazar

²⁰ Como se señala en Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002), la econometría moderna de series de tiempo nos ha enseñado que es potencialmente erróneo determinar la existencia de una tendencia de largo plazo mediante la inspección visual de las series o la estimación de modelos logarítmicos lineales simples.

²¹ Véase, entre otros, León y Soto (1995a) y Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002).

²² Combinación de un proceso autorregresivo que indica que el valor de hoy depende de los valores de la variable en el pasado (AR) y de un proceso de media móvil en el que el valor de la variable depende de los errores del pasado (MA).

²³ Es importante recalcar que mientras e_t es un choque aleatorio que no afecta la tendencia de la serie, μ_t es una variable aleatoria cuya presencia induce un comportamiento estocástico en la tendencia.

zar la hipótesis nula de que la tasa de crecimiento es igual a cero.

Como primer paso para determinar cuál sería el modelo más apropiado para cada una de las series analizadas, se sometió la hipótesis de raíz unitaria tanto a pruebas de Dickey-Fuller aumentadas (DFA) como a pruebas no paramétricas de Phillips-Perron. Los resultados se presentan en detalle en el apéndice B. Como se ve, al utilizar las pruebas DFA no se puede rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad (existencia de raíz unitaria) para siete de los ocho índices y para 18 de los 24 productos. Por su parte, según las pruebas de Phillips-Perron, esto sucede para dos índices y 14 productos.²⁴

Tales resultados distan de ser concluyentes y, dada su incidencia en la probabilidad de obtener o no una tendencia estadísticamente significativa, se hace necesario profundizar más en el tema. Además, en algunos estudios se ha encontrado que estas dos pruebas tienden erróneamente a no rechazar la hipótesis nula de que existe raíz unitaria, en especial si la serie presenta cambios estructurales.²⁵ Por otra parte, si se trabaja con muestras finitas y las perturbaciones se disipan de manera lenta, el número de observaciones independientes del proceso puede ser realmente pequeño y, en este contexto, la estimación de modelos TD podría generar estimaciones más confiables de los parámetros (León y Soto, 1995b). En el caso que nos ocupa, varios autores han probado la existencia de cambios estructurales o inestabilidad en los parámetros.²⁶ Adicionalmente, nuestra muestra es finita y desconocemos la velocidad con que las perturbaciones se disipan.

Por estas razones, es necesario emplear un método alternativo que permita caracterizar la persistencia de las perturbaciones en la estructura de las series. Si

²⁴ Basándose en los mismos datos, Cuddington (1992) muestra que 12 de los 24 productos pueden ser modelados como procesos no estacionarios para el período 1900-1983. Los resultados coinciden con los que presenta el apéndice B, con excepciones importantes. En el período 1900-2000, los precios del café, el plomo y el estaño exhiben características de no estacionariedad, que no estaban presentes en los resultados de Cuddington, utilizados también por León y Soto (1995a). Mientras tanto, los del yute y el caucho son considerados por estos autores como no estacionarios, siguiendo los resultados de la prueba de Dickey-Fuller, y en este trabajo son considerados como estacionarios ya que lo son según la prueba de Phillips-Perron al 90% de confianza. Sin embargo, si consideramos como significancia mínima un 95% de confianza, como lo hicieron los autores mencionados, los precios del yute, el caucho y el arroz, así como el índice de ponderaciones variables, serían no estacionarios.

²⁵ León y Soto (1995a y 1995b) y Perron (1989).

²⁶ Véase en particular Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002). En este tema se profundizará en la sección siguiente.

la persistencia es grande, la serie puede ser considerada no estacionaria, dado que las perturbaciones se convierten en un componente cuasi permanente de la serie. Por el contrario, si las perturbaciones se disipan rápidamente, el comportamiento de la serie sería estacionario en el tiempo. Ésta es, en realidad, una prueba no paramétrica para determinar la existencia de una raíz unitaria.

Para llevar a cabo esta prueba, siguiendo a León y Soto (1995a y 1995b), se estima de forma recursiva la razón entre la varianza de las innovaciones y la varianza de la serie. Este estimador, que se conoce como V_k y cuya interpretación figura en el recuadro 2, permite ver período a período (recursivamente) si una perturbación cambia la variabilidad de la serie de manera transitoria o permanente.²⁷ Además, permite calificar la respuesta de los términos de intercambio de trueque según el patrón de disipación que los caracteriza (véase al respecto la sección VIII).

Los resultados de esta estimación se presentan en el gráfico 2.²⁸ En él las líneas gruesas muestran la evolución del estimador V_k período a período, y las punteadas, su intervalo de confianza al 95%. Si a lo

Recuadro 2 INTERPRETACIÓN DEL ESTIMADOR V_k

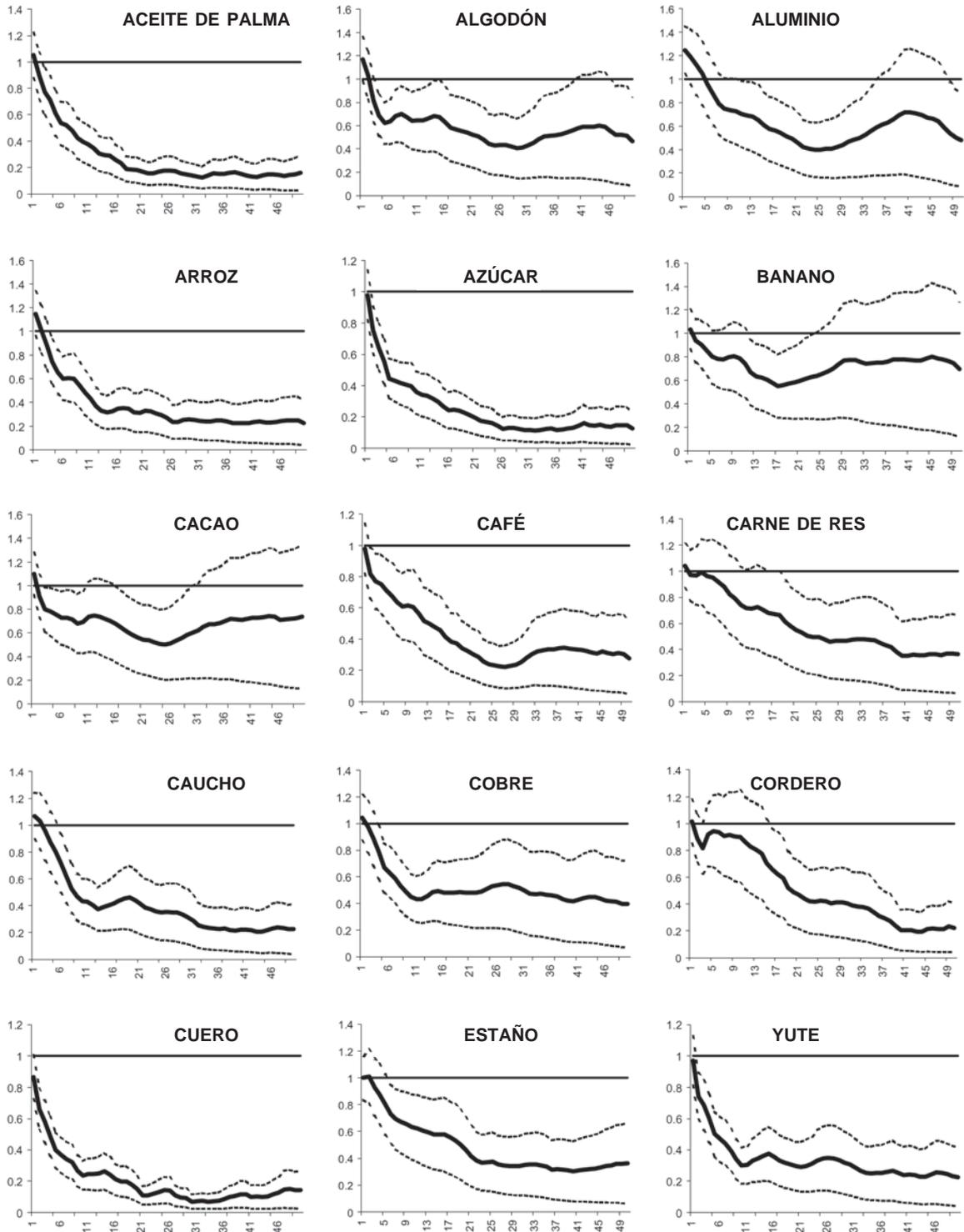
La interpretación de la razón de varianzas como medida de la importancia del componente permanente es la siguiente: Si una serie Y_t sigue un proceso TD, entonces ninguna innovación tiene un efecto permanente, es decir, el componente permanente será nulo. De esta manera, en el largo plazo la varianza de las innovaciones y el estimador V_k tenderán a 0. Si Y_t sigue un camino aleatorio, entonces la innovación es totalmente capturada por el componente permanente, de tal manera que la varianza de las innovaciones tiende a ser igual a la varianza de la serie y la razón de varianzas toma el valor de 1. Finalmente, en un proceso intermedio como TE, el valor de V_k se encontrará entre 0 y 1.

²⁷ Véase Cochrane (1988). Una explicación detallada de este procedimiento se presenta en León y Soto (1995b).

²⁸ Para calcular este estimador utilizamos el programa preparado por Paco Goerlich para RATS (*regression analysis time series*), que se basa en cochrane2.src (Cochrane, 1988) y está disponible en www.estima.com.

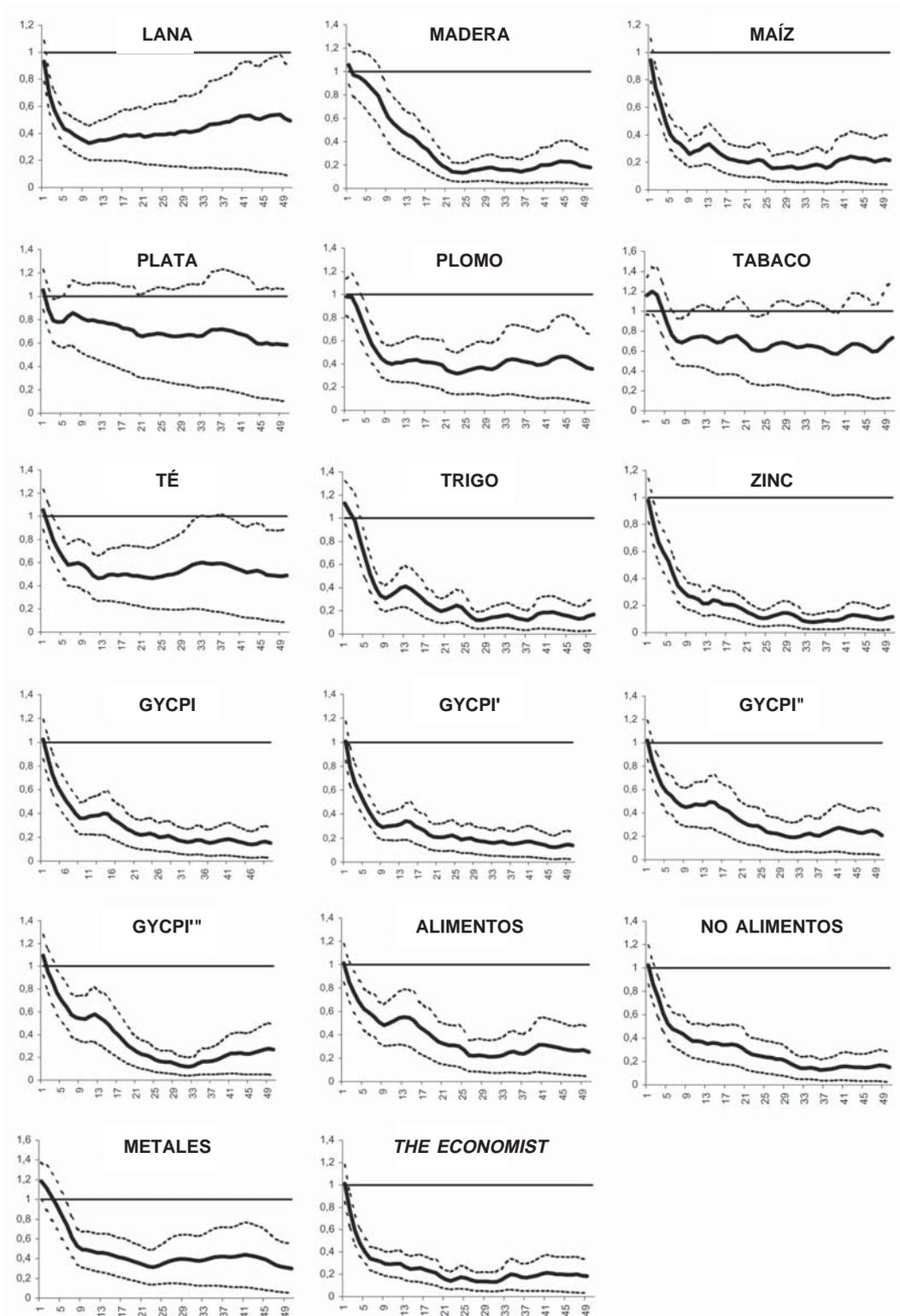
GRAFICO 2

Estimaciones recursivas de persistencia (vk)
(Eje vertical: vk; eje horizontal: tiempo)



(continúa en la página siguiente)

Gráfico 2 (continuación)



Fuente: Elaboración de los autores.

largo del período dicho estimador (o su intervalo de confianza) tiende a 1, la serie muestra una alta persistencia ante las perturbaciones y, por lo tanto, la serie analizada no es estacionaria.²⁹ Como se ve en dicho gráfico, de acuerdo con este razonamiento se confirma la hipótesis de no estacionariedad para los precios de seis productos: el algodón, el aluminio, el banano, el cacao, la plata y el tabaco. En el caso del té y la lana, este estimador no es concluyente y, por lo tanto, se opta por considerar que las series no son estacionarias, como lo sugieren las pruebas anteriores. Por el contrario, para los precios de los demás productos y para los índices³⁰

se puede rechazar la hipótesis nula de que V_k tiende a 1 y concluir que no presentan características de no estacionariedad.³¹

Pese a que el análisis llevado a cabo hasta ahora sugeriría la conveniencia de estimar el modelo TE para ocho productos (el algodón, el aluminio, el banano, el cacao, la lana, la plata, el tabaco y el té), y el modelo TD para el resto de los productos y para todos los índices, nuestra hipótesis fundamental es que el deterioro de los índices de precios se dio de manera escalonada, lo que sugeriría la presencia de cambios estructurales en las series.³² Este tema se aborda a continuación.

V

Quiebres estructurales

El primer paso en esta dirección es el análisis de la posible presencia de cambios estructurales en las series cuyo modelo más probable es TD.³³ Siguiendo a Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002), calculamos en primer lugar los residuos recursivos y los intervalos de confianza para la hipótesis de que tales residuos provienen de la misma distribución que la del modelo estimado. Asimismo, mostramos las probabilidades (valores p) para una prueba de pronósticos de N pasos respecto de cada muestra posible.³⁴ Los resultados se presentan en el apéndice C. Como puede verse allí, para ocho productos (el aceite de palma, el azúcar, la carne de res, el caucho, el cordero, el cuero, la madera y el plomo) estas pruebas sugieren la presencia de

un cambio estructural alrededor de 1920. Lo mismo sucede con todos los índices totales y el subíndice de alimentos. Por su parte, cinco productos y un índice (el aceite de palma, el café, el estaño, el plomo y el yute, y el GYCP¹) evidencian un cambio estructural alrededor de 1980. Finalmente, el arroz, el azúcar, la madera y el índice de *The Economist* muestran un cambio alrededor de 1970.

Con el fin de confirmar la existencia de estos cambios, se utiliza una de las pruebas de Perron (1997)³⁵ que busca de manera endógena el momento en que ocurre un cambio estructural (recuadro 3).

En Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002) se presentan cuatro críticas a esta metodología y se propone un algoritmo alternativo. La primera crítica apunta a que se trata de una prueba cuya hipótesis nula es la existencia de una raíz unitaria, condicionada a la presencia de un cambio estructural en una fecha desconocida, y no una prueba de cambio estructural en sí misma. La segunda es que permite sólo un cambio estructural, aunque no hay razón *a priori* para pensar que no puede haber más. La tercera es su debilidad implícita de permitir el cambio estructural en la hipótesis alternativa, pero no en la hipótesis nula. Y la cuarta es que al aplicarla se supone que se conoce *a priori* el tipo de cambio estructural. Pese a estas críticas, en el presente trabajo decidimos utilizar esta prueba.

²⁹ La construcción del estimador (León y Soto, 1995a y 1995b) hace que los valores iniciales sean cercanos a 1, pero lo importante es su convergencia o divergencia frente a $V_k=1$.

³⁰ Las pruebas estándares generaban entonces conclusiones sesgadas para el café, la carne de res, el cobre, el estaño, el plomo y los índices de alimentos y metales.

³¹ Si se comparan estos resultados con los de León y Soto (1995a), se encuentran algunas diferencias. Mientras para dichos autores los precios del cacao, la plata y el té son estacionarios en el período 1900-1992, según nuestras estimaciones para el período 1900-2000 no lo son.

³² Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002) señalan que, con independencia de que se escoja la especificación TD o TE, hay evidencia de que uno o más quiebres en los parámetros o su inestabilidad pueden ser un problema.

³³ En Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002) se presenta un interesante recuento de los diversos trabajos al respecto.

³⁴ La hipótesis nula es que los errores de pronóstico corresponden a un modelo sin cambio estructural. Si el valor p es menor a 0.01, se rechaza la hipótesis nula con un 99% de confianza.

³⁵ Esta metodología fue programada para RATS por G. Colletaz y F. Serrano, del Laboratoire d'économie d'Orléans, y está disponible en la siguiente dirección: www.estima.com.

Recuadro 3
PRUEBA DE PERRON

Esta prueba sitúa el cambio en el momento en que se minimiza el estadístico t para evaluar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Se estima conforme a tres modelos posibles. El primero permite sólo un cambio en el intercepto, que ocurre gradualmente. Este es el modelo del *outlier* (observación fuera de serie) innovativo (IO1). En el segundo modelo se permite un cambio tanto del intercepto como de la pendiente. Este es el modelo del *outlier* innovativo con cambio de tendencia (IO2). En el tercer modelo se permite un cambio en la pendiente, sin discontinuidad en la función de tendencia. Este es el modelo del *outlier* aditivo (AO).

ba, dada su sencillez y la disponibilidad del algoritmo respectivo.

Puesto que no tenemos una forma estructural *a priori* para cada una de las variables, y que además queremos evitar la última crítica mencionada, estimamos los tres modelos y aplicamos la prueba a todos ellos. Los resultados para todas las variables, que se presentan en el apéndice D, son consistentes con los resultados del estimador V_k para seis de los ocho productos que según este último no son estacionarios (el algodón, el banano, el cacao, la plata, el tabaco y el té),³⁶ ya que no es posible rechazar para ellos la hipótesis de raíz unitaria al 95% de confianza.

Por su parte, ocho productos y el GYCP¹ no presentan evidencia de cambio estructural según esta prueba, pero tampoco de raíz unitaria conforme al estimador V_k (café, carne de res, cobre, cordero, estaño, madera, maíz y yute). Sin embargo, es importante te-

ner en cuenta que, para la mayoría de dichos productos,³⁷ este resultado no es consistente con el del ejercicio de residuos recursivos (en la sección VII se volverá a considerar el caso de estos productos).

Finalmente, para ocho productos se puede rechazar al 95% de confianza la hipótesis nula de raíz unitaria, con respecto a la hipótesis alternativa de cambio estructural. Estos son el aceite de palma, el arroz, el azúcar, el caucho, el cuero, el plomo, el trigo y el zinc. Lo mismo sucede para todos los índices, a excepción del que incluye el petróleo (GYCP¹). Estos resultados son consistentes con los del análisis de residuos recursivos, excepto para el trigo, el zinc y el GYCP¹. Es claro, sin embargo, que la presencia de un cambio estructural no excluye la posibilidad de uno o más cambios adicionales. Esta posibilidad se examina en la sección VII.

En el cuadro 2 se reproducen los resultados para estos ocho productos y para los siete índices que muestran cambio estructural según la prueba de Perron. Tales resultados pueden parecer confusos a primera vista y no serían concluyentes si se estuviera buscando un año preciso para el cambio estructural. Una tercera parte de los cambios se da entre 1910 y 1930 y más de otra tercera parte se da entre 1970 y 1990. Aunque cualquier intervalo será arbitrario, es interesante observar que en 1915-1925 se detectan nueve cambios estadísticamente significativos, otros doce en 1973-1983 y finalmente otros ocho en 1941-1951. En estos tres intervalos se sitúan entonces dos terceras partes de los cambios detectados. Con esta evidencia y teniendo en cuenta sobre todo que dichos intervalos recogen precisamente los tres momentos de ruptura en la historia económica mundial (las dos guerras mundiales y el fin de la "edad de oro" de crecimiento de las economías industrializadas),³⁸ procedemos a estimar los modelos TD y TE en la próxima sección. El hecho de que aparecen cambios en más de un período no se tendrá en cuenta, sin embargo, hasta la sección VII.³⁹

³⁶ Esto no sucede con el aluminio y la lana.

³⁷ Exceptuados el cobre y el maíz.

³⁸ Ver Maddison (1995) y CEPAL (2002).

³⁹ En particular, se considerarán los casos que evidencian más de un cambio estructural según la prueba de residuos recursivos (el aceite de palma, el azúcar, el plomo y el GYCP¹).

CUADRO 2

Momentos de cambio estructural frente a hipótesis nula de raíz unitaria^a

	<i>Outlier innovativo</i>		<i>Outlier innovativo</i>		<i>Outlier aditivo</i>	
	Intercepto		Intercepto y tendencia		Tendencia	
	IO1		IO2		AO	
	1900-2000		1900-2000		1900-2000	
	Raíz unitaria		Raíz unitaria		Raíz unitaria	
<i>Productos</i>						
Aceite de palma	1917	**	1983	***	1991	**
Arroz	1988		1971	**	1975	**
Azúcar	1979	**	1979		1983	
Caucho	1915	**	1934	**	1926	*
Cuero	1950	**	1916	**	1905	**
Plomo	1978	*	1945	**	1973	**
Trigo	1941	***	1928	**	1910	***
Zinc	1920	***	1920	*	1928	***
<i>Indices</i>						
GYCPI	1944	**	1944	*	1978	*
GYCPI'	1948	**	1971	**	1929	
GYCPI''	1983	**	1970		1978	**
Metales	1915	**	1951	*	1940	**
Alimentos	1983	**	1984		1977	*
No alimentos	1948	**	1938	**	1929	*
<i>The Economist</i>	1915	***	1915	***	1920	***

Fuente: Cálculos de los autores.

^a *, ** y *** indican significancia estadística al 90%, 95% y 99% de confianza, respectivamente.

VI

Estimación de la dinámica de los precios reales de productos básicos

Antes de continuar conviene resumir los resultados obtenidos hasta ahora:

- Podemos estimar la tendencia de los precios del café, la carne de res, el cobre, el cordero, el estaño, la madera, el maíz, el yute, y también el índice que incluye petróleo (GYCPI''), conforme a un modelo de tendencia determinística (TD) y usando las técnicas econométricas tradicionales.⁴⁰
- Debemos estimar la tendencia de los precios del algodón, el aluminio, el banano, el cacao, la lana, la plata, el té y el tabaco de acuerdo a un modelo TE.⁴¹

- Debemos considerar la presencia de un cambio estructural para los demás índices y para el aceite de palma, el arroz, el azúcar, el caucho, el cuero, el plomo, el trigo y el zinc.

En esta sección se estimarán estos modelos con el fin de determinar si hay una tendencia estadística significativa para las series que siguen un proceso de tendencia determinística, si hay una deriva en aquellas cuyo proceso es de tendencia estocástica y, finalmente, cuál es el efecto de los cambios estructurales en las demás series. La sección VII considerará, en-

⁴⁰ En la sección VII se reconsiderarán los casos del café, la carne de res, el cordero, el estaño, la madera y el yute, dado que las dos pruebas presentadas no son consistentes y por lo tanto no se puede descartar la existencia de uno o más cambios estructurales.

⁴¹ Es interesante ver que cinco de estos productos (el algodón, el aluminio, el cacao, la lana y el té) están entre los que presentan las mayores caídas, según indica el cuadro 1. Esto será tenido en cuenta al analizar más adelante los resultados de la estimación del modelo TE.

CUADRO 3

**Estimaciones de las variables que siguen un proceso de
tendencia determinística (TD)^{a/b}**
(Variables reales en logaritmos)

	C		β (%)		AR(1)		MA(1)		MA(2)		MA(4)		R ²
Café	3.68	***	0.21		0.81	***							0.67
Carne de res	2.93	***	1.46	**	0.86	***							0.88
Cobre	4.71	***	-0.25		0.84	***							0.72
Cordero	2.86	***	1.66	***	0.81	***					0.31	***	0.89
Estaño	3.64	***	0.32		0.86	***							0.76
Madera	3.64	***	1.02	***	0.77	***							0.87
Maíz	5.57	***	-1.29	***	0.70	***							0.79
Yute	5.40	***	-1.07	**	0.91	***			-0.42	***			0.72
GYCPI ^{***}	5.08	***	-0.72	***	0.60	***	0.44	***					0.81

Fuente: Cálculos de los autores.

^a C = constante; β = tendencia; AR(i) = elemento autorregresivo de orden i; MA(j) = elemento de media móvil de orden j; R² = coeficiente de determinación.

^b *, ** y *** indican significancia estadística al 90%, 95% y 99% de confianza, respectivamente.

CUADRO 4

Estimaciones del modelo de tendencia estocástica (TE)^{a/b}
(Diferencias de las variables reales en logaritmos)

	C (%)		AR(2)		MA(1)		MA(2)		MA(3)		MA(4)		R ²
Algodón	-1.13						-0.28	***	-0.19	*			0.14
Aluminio	-1.10				0.28	***	-0.20	**					0.13
Banano	-0.01						-0.21	**					0.03
Cacao	-1.20		-0.33	***									0.11
Lana	-1.40						-0.41	***					0.13
Plata	-0.26						-0.26	**					0.07
Tabaco	0.77										-0.27	***	0.08
Té	-0.82		-0.24	**									0.06

Fuente: Cálculos de los autores.

^a C = constante; β = tendencia; AR(i) = elemento autorregresivo de orden i; MA(j) = elemento de media móvil de orden j; R² = coeficiente de determinación.

^b *, ** y *** indican significancia estadística al 90%, 95% y 99% de confianza, respectivamente.

tre otros temas, la existencia de más de un cambio estructural y reestimaré, por lo tanto, los modelos de todas aquellas variables que evidencian por lo menos un cambio estructural conforme a cualquiera de las pruebas.

El cuadro 3 muestra los resultados para el modelo TD estimado por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), añadiendo el ARMA requerido para que los residuos no afecten la tendencia de la serie. Se observa que el café, el cobre y el estaño no presentan una tendencia determinística estadísticamente significativa. Por su parte, las carnes de res y de cordero y la madera han tenido una tendencia positiva y superior a 1% anual. Finalmente, el maíz, el yute y el índice agregado que incluye petróleo (GYCPI^{***}) muestran una ten-

dencia constante al deterioro. Como era de esperarse, un modelo simple como éste no captura completamente la dinámica de las series.

En el cuadro 4 se presentan los resultados para las ocho variables que exhiben características de no estacionariedad. Dada su gran variabilidad, no es extraño que ninguna de las derivas sea estadísticamente significativa.⁴² Sin embargo, todas tienen signo negativo, salvo en el caso del tabaco. Si se comparan estos resultados con los del cuadro 1, se observa que los cinco productos que presentan una deriva⁴³ cercana a

⁴² Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002) llegan a la misma conclusión si utilizan el modelo TE para la serie GYCP.

⁴³ No significativa estadísticamente.

-1%, acumulan una caída cercana a 60% entre 1900-1904 y 1996-2000. Por lo tanto, para estos precios claramente las perturbaciones negativas han sido más frecuentes que las positivas y la conclusión es que ellos han sufrido un significativo deterioro.

Finalmente, en el cuadro 5 se observan los resultados obtenidos al estimar los tres modelos considera-

dos por Perron (véase el recuadro 3). Dicho cuadro se organiza teniendo en cuenta que se da un cambio estructural en el momento *Tb*. Por lo tanto, se muestran los valores tanto del intercepto como de la tendencia antes y después de ocurrido el cambio estructural.⁴⁴

De acuerdo con estos resultados, la tendencia del precio relativo del aceite de palma, el arroz, el azúcar,⁴⁵

CUADRO 5

Precios de productos: Estimaciones del modelo de tendencia determinística (TD), con cambios estructurales^{a/b}

	Intercepto			Tendencia			AR(1)	MA(1)	R ²	
	[1900, Tb]	[Tb, 2000]	C	[1900, Tb]	[Tb, 2000]	β (%)				
Aceite de palma										
IO1, 1917 ^c	4.96	***	5.09	***		-0.72	***	0.52	***	0.66
AO, 1991			4.90	***	-0.46	**	-3.40	0.55	***	0.65
Arroz										
IO2, 1971			4.98	***	-0.08		-4.02	0.47	***	0.86
AO, 1975			5.05	***	-0.33	*	-5.27	0.47	***	0.87
Azúcar										
IO1, 1979	5.25	***	4.99	***		-0.72	**	0.38	***	0.64
Caucho										
IO1, 1915	6.32	***	6.83	***		-2.40	***	0.74	***	0.92
IO2, 1934			5.87	***	-3.00	***	-1.46	0.88	***	0.91
AO, 1926			6.24	***	-3.33	***	-4.29	0.87	***	0.92
Cuero										
IO1, 1950	5.21	***	5.14	***		-1.09	***	0.57	***	0.72
IO2, 1916			5.07	***	0.22		-1.24	0.56	***	0.73
AO, 1905			5.19	***	-4.23		-1.21	0.56	***	0.72
Plomo										
IO1, 1978	4.75	***	4.84	***		-0.91	*	0.86	***	0.76
IO2, 1945			4.50	***	-0.10		-1.21	0.79	***	0.77
AO, 1973			4.42	***	0.05		-2.99	0.67	***	0.79
Trigo^d										
IO1, 1941	5.37	***	5.40	***		-0.92	***	0.38	***	0.81
IO2, 1928			5.20	***	-0.01		-1.02	0.35	***	0.81
AO, 1910			5.31	***	-0.95		-0.91	0.34	***	0.81
Zinc										
IO1, 1920	4.72	***	4.35	***		0.39	***		0.55	0.46
IO2, 1920			4.46	***	2.66	***	0.32	0.53	***	0.47

Fuente: Cálculos de los autores.

^a Tb = fecha del cambio estructural; C = constante; β = tendencia; AR(i) = elemento autorregresivo de orden i; MA(j) = elemento de media móvil de orden j; R² = coeficiente de determinación.

^b *, ** y *** indican significancia estadística al 90%, 95% y 99% de confianza, respectivamente.

^c La definición de los modelos IO1, IO2 y AO se presenta en el recuadro 3.

^d La estructura del error de las ecuaciones muestra una mala especificación, ya que se requieren ARMA de un orden superior a 2 para corregir la autocorrelación, y el coeficiente de AR(1) es mayor que uno.

⁴⁴ Por ejemplo, antes de 1917 el intercepto para el caso del aceite de palma era de 4.96, y luego era de 5.09. La tendencia, por su parte, era de -0.72% al considerar ese quiebre. Luego de 1991 la

tendencia también cambió, pasando de -0.46% a -3.4% por año, mientras el intercepto se mantuvo en 4.90.

⁴⁵ Esta variable enfrentó una caída importante en 1979.

CUADRO 6

Indices de precios: Estimaciones del modelo TD, con cambios estructurales^{a/b}

	Intercepto			Tendencia				AR(1)	MA(1)	R ²				
	[1900, Tb]	[Tb, 2000]	C	[1900, Tb]	[Tb, 2000]	β (%)								
<i>GYCPI</i>														
IO1, 1944	5.05	***	5.11	***			-0.81	***	0.71	***	0.83			
IO2, 1944				4.85	***	-0.17	-1.02	***	0.68	***	0.25	*	0.83	
AO, 1978				4.81	***	-0.19	-2.94	***	0.70	***	0.22	*	0.83	
<i>GYCPI'</i>														
IO1, 1948	5.17	***	5.32	***										
IO2, 1971				4.94	***	-0.34	**	-2.54	***	0.41	***	0.41	***	0.86
									0.57	***	0.34	***	0.85	
<i>GYCPI''</i>														
IO1, 1983	5.16	***	4.88	***										
AO, 1978				4.94	***	-0.20		-4.42	***	0.58	***	0.30	**	0.89
									0.67	***	0.27	**	0.88	
<i>Metales</i>														
IO1, 1915	4.79	***	5.14	***										
IO2, 1951				4.85	***	-0.39	*	-0.94	**	0.79	***	0.36	***	0.85
AO, 1940				4.89	***	-0.56	*	-0.86	**	0.80	***	0.42	***	0.85
<i>Alimentos</i>														
IO1, 1983	4.89	***	4.54	***										
AO, 1977				4.76	***	-0.14		-3.94	***	0.72	***	0.35	**	0.83
									0.51	***			0.84	
<i>No alimentos</i>														
IO1, 1948	5.20	***	5.32	***										
IO2, 1938				5.01	***	-0.60	**	-1.30	***	0.52	***	0.32	**	0.86
AO, 1929				4.94	***	0.34		-0.95	***	0.62	***	0.35	***	0.86
									0.64	***	0.31	**	0.86	
<i>The Economist</i>														
IO1, 1915	6.75	***	7.04	***										
IO2, 1915				6.82	***	-1.58	**	-1.26	***			0.67	***	0.91
AO, 1920				6.75	***	-0.13		-1.27	***	0.28	*	0.53	***	0.90
													0.91	

Fuente: Cálculos propios.

^a Tb = fecha del cambio estructural; C = constante; β = tendencia; AR(i) = elemento autorregresivo de orden i; MA(j) = elemento de media móvil de orden j; R² = coeficiente de determinación

^b *, ** y *** indican significancia estadística al 90%, 95% y 99% de confianza, respectivamente. La definición de los modelos IO1, IO2 y AO se presenta en el recuadro 3.

el caucho, el cuero, el plomo y el trigo ha sido sistemáticamente negativa.⁴⁶ Por su parte, el precio relativo del zinc ha exhibido una tendencia sistemáticamente positiva, pero enfrentó una caída importante en 1920. Si se observa el valor de β puede concluirse que la tendencia ha sido constante y negativa sólo en el caso del azúcar. En los otros casos, β oculta el hecho de que en algunos productos —el arroz, el cuero, el plomo y el trigo— la tendencia no era significativa antes del cambio estructural y en otros —el aceite de palma y el caucho (IO2)— perdió significación estadística luego de ese cambio.

En el cuadro 6 se presenta un análisis similar para los índices de precios agregados no petroleros. Puede verse que todos tienen una tendencia sistemática negativa. Sin embargo, para el GYCPi, el GYCPi' y el subíndice de alimentos, ésta no era significativa antes del cambio estructural. Además, llama la atención el aumento proporcional exhibido por el deterioro del GYCPi' y de los subíndices de metales y de productos no alimentarios luego de cada cambio estructural.

Debido a la escasez de información de largo plazo sobre productividad, costos de transporte y cambios en la calidad de los bienes que fuese comparable con las series de precios analizadas, es difícil incorporar estas variables en los ejercicios estadísticos. En todo caso, las series de productividad existentes para los países de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos

⁴⁶ Se considera solamente aquellos segmentos en los que la tendencia es estadísticamente significativa.

(OCDE) indican que hubo un quiebre en la tendencia de la productividad laboral relativa vinculada a los bienes agrícolas y a las manufacturas en el decenio de 1950: mientras hasta entonces la productividad manufacturera aumentó más rápidamente que la agrícola, lo contrario aconteció de ahí en adelante (Bairoch, 1989; Madisson, 1991). Sin embargo, ese quiebre estructural no se refleja en los resultados estadísticos analizados anteriormente. Más aún, la diferencia de largo plazo en favor de la productividad agrícola que estos datos indican ayudaría a explicar a lo sumo un deterioro relativamente marginal de los términos de intercambio agrícolas (en torno al 0.2% por año). No existen series comparables para el mundo en desarrollo y, de haberlas, estarían distorsionadas por las variaciones del subempleo rural característico de los países en desarrollo a lo largo del siglo XX.

Por su parte, las series de productividad por hectárea para siete productos agrícolas estimadas por Scandizzo y Diakosawas (1987) y actualizadas con datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), indican que dichas productividades aumentaron a ritmos anuales cercanos al 1% a lo largo del siglo XX, con una excepción notoria, la del café, cuya productividad se elevó sólo un 0.2% anual entre 1910-1914 y 1995-1999. Además, el ritmo de aumento de la productividad se aceleró entre los decenios de 1960 y 1980 en tres productos que fueron afectados por la "revolución verde" (arroz, maíz y trigo). La inclusión de estas series de productividad en los ejercicios estadísticos no cambia, sin embargo, las conclusiones sobre las tendencias de los precios reales a largo plazo y, de hecho, su efecto sobre los precios reales parece ser sólo parcial y no siempre significativo en términos estadísticos. Hay tal vez dos excepciones a esta regla. Por una parte, la ausencia de una tendencia adversa de largo plazo en los precios del café está quizás asociada a los reducidos aumentos de su productividad. Por otra, el quiebre estructural en los precios reales del arroz a comienzos del decenio de 1970 puede estar vinculado con la revolu-

ción verde (pero no así en los casos del maíz y el trigo, que no muestran dicho quiebre).

En resumen, el café, el cobre y el estaño no presentan una tendencia determinística que sea estadísticamente significativa. Asimismo, el algodón, el aluminio, el banano, el cacao, la lana, la plata, el tabaco y el té muestran una deriva que no es estadísticamente significativa. Sin embargo todos, exceptuando la plata y el tabaco, exhiben un deterioro acumulado cercano a 60%. Por su parte, las carnes de res y de cordero y la madera han tenido una tendencia determinística positiva. De igual manera, la tendencia del zinc ha sido sistemáticamente positiva. Finalmente, el maíz, el yute y el índice agregado GYCPi¹ muestran una tendencia constante al deterioro, mientras la tendencia del precio relativo del aceite de palma, el arroz, el azúcar, el caucho, el cuero, el plomo y el trigo y de todos los demás índices agregados ha sido sistemáticamente negativa. De esta manera, cuatro productos tienen tendencia positiva; once productos no muestran tendencia o deriva estadísticamente significativa, pero en cinco de ellos la caída acumulada es cercana a 60%, lo que indica un fuerte predominio de perturbaciones negativas; por último, nueve productos tienen una tendencia al deterioro, ya sea escalonada o continua. En el agregado prevalecen las materias primas con tendencias o perturbaciones negativas y, por ende, todos los índices tienden sistemáticamente al deterioro.

Los escasos datos existentes no permiten, en general, derivar conclusiones firmes sobre los efectos de los cambios de la productividad relativa de la agricultura sobre la tendencia de largo plazo, o sobre los quiebres a lo largo del siglo XX de los términos de intercambio de dichos productos y, menos aún, sobre sus términos de intercambio factoriales. Tal como señalamos en la sección III, la literatura sobre convergencia o divergencia de los salarios relativos y el ingreso per cápita resulta más relevante para analizar la validez de lo que denominamos la segunda hipótesis Prebisch-Singer.

VII

Varios cambios estructurales

La estimación de los modelos de la sección anterior, basada en la metodología de Perron (1997), permite afirmar que en el caso de ocho productos y de siete de los ocho índices se dio por lo menos un cambio estructural en la tendencia de los precios a lo largo del siglo XX. También confirma que estos cambios tendieron a deteriorar los términos de intercambio de los productos básicos. Se encuentra así un sustento para nuestra hipótesis fundamental, según la cual el deterioro de dichos precios se produjo en forma escalonada. Desafortunadamente, la metodología utilizada hasta ahora sólo admite un cambio estructural.⁴⁷ Esto hace que aún quede espacio para que otro posible escalón se “oculte” tras las estimaciones estadísticas. Esto es lo que sugieren los resultados del análisis de residuos recursivos y el hecho de que los cambios se sitúen alrededor de más de un período (véase la sección V).

Aunque no lo podemos establecer con cabal rigor econométrico, los resultados anteriores y la propia historia económica permiten concluir que los mayores cambios se concentraron en torno a 1920 y 1980; esto sugiere que ellos fueron, respectivamente, un efecto rezagado de las fuertes desaceleraciones experimentadas por la economía mundial a partir de la primera guerra mundial y de la primera crisis petrolera del decenio de 1970 que marcó el fin de la “edad de oro” de las economías industrializadas (Madisson, 2001). Más precisamente, en el análisis econométrico que sigue suponemos que los quiebres tuvieron lugar en torno a 1921 y 1979, coincidiendo en el primer caso con la fuerte crisis internacional que siguió a la primera guerra mundial, cuyo efecto sobre los precios de las materias primas es bien conocido, y en el segundo, con los efectos de la política monetaria que adoptaron las autoridades económicas de los Estados Unidos para frenar la inflación. También realizamos ejercicios estadísticos para determinar si hubo un cambio estructural de las series al fin de la segunda guerra mundial o poco después (en torno a la guerra de Corea). Los re-

sultados no indicaron un quiebre estadísticamente significativo entonces y, por tal motivo, no se da cuenta de ellos en este trabajo.

Los resultados y hechos históricos descritos justifican, por lo tanto, un último ejercicio econométrico en el que se reestiman todos los modelos,⁴⁸ salvo los que presentan una tendencia estocástica, suponiendo cambios estructurales en 1921 y 1979. En el cuadro 7 se muestran las estimaciones correspondientes y en el gráfico 3 se presentan los resultados para los índices, sin incluir en este último caso la dinámica ARMA de los residuos, con el fin de observar más claramente los quiebres y las desviaciones de los precios con relación a las tendencias estimadas.

De estos ejercicios se concluye que los alimentos se encarecieron de manera considerable hasta la primera guerra mundial, mientras los metales perdían valor. Visto en términos de productos específicos, la tendencia ascendente sólo caracterizó a unos pocos productos (particularmente aceite de palma, cuero, madera y maíz) y sólo en un caso (caucho) se presentó el patrón opuesto.

En 1921 todos los índices agregados de Grilli y Yang experimentan una caída brusca y de gran magnitud (entre el 44% y el 52%, de acuerdo con el índice agregado utilizado), de la que no se recuperan en las décadas posteriores. Visto en términos de grupos de productos, la única excepción a esta regla son los metales. Por su parte, la caída es estadísticamente significativa para 11 de 16 productos, aunque en magnitudes variables. Es interesante observar que a esta caída sigue un largo período (1922-1979) en el cual los índices agregados de precios no muestran una tendencia estadísticamente significativa. Tal resultado se debe a movimientos en sentido opuesto de los distintos precios.

Finalmente, a diferencia de lo sucedido en 1921, en 1979 no hay una caída brusca de los precios sino más bien un quiebre en su tendencia, que a partir de

⁴⁷ En Cuddington, Ludema y Jayasuriya (2002) se entregan los resultados de un modelo que permite considerar más de un cambio estructural para la serie GYCP. Sin embargo, no fue posible aplicarlo a gran escala a todas las series incluidas en nuestro análisis, dada la complejidad econométrica de tal modelo.

⁴⁸ En las secciones anteriores se presentan justificaciones para reestimar todas las series de precios estacionarios, exceptuados los del cobre y el maíz. Estos dos últimos se han incorporado con el fin de redondear el análisis, incluyendo todas las series estacionarias. Las variables no estacionarias no pueden ser estimadas mediante métodos tradicionales pues, como ya se vio, podrían generar resultados espurios.

entonces se torna fuertemente negativa (bajas anuales de entre 2% y 3% en los distintos subíndices). Esta tendencia es notoria en los alimentos y menos marcada en los metales; es, además, negativa para 14 de los 16 productos incluidos en el cuadro 7, aunque estadísticamente significativa sólo para nueve. Un análisis más detallado podría indicar que la caída se concentra en la década de 1980,⁴⁹ en cuyo caso sería un fenómeno más parecido al que tuvo lugar en 1921, aunque más gradual en el tiempo.

Por último, cabe resaltar que el índice de *The Economist* acusa igualmente una dinámica escalonada, aunque diferente a la de los índices de Grilli y Yang. En particular, en aquél el ajuste de 1921 es más reducido (20%), pero hay una fuerte tendencia negativa y

estadísticamente significativa (1.2% anual) en el período 1922-1979, que se acelera a partir de 1979. Así, como se ve en el gráfico 3, dicho índice muestra una tendencia mucho más secular al deterioro a partir de la década de 1920.

Los ejercicios estadísticos parecen indicar, por lo tanto, que la caída de los precios reales de los productos básicos a lo largo del siglo XX fue el producto de dos grandes quiebres estructurales, que se situaron en torno a 1921 y 1979. El primero de estos quiebres se manifestó como una caída brusca de los precios de una sola vez y el segundo como un cambio en la tendencia de los precios.

Para completar este panorama, en la siguiente sección analizaremos brevemente la velocidad de reversión a la media de las series ante perturbaciones de corto plazo. Si esa reversión fuera lenta, las perturbaciones de corto plazo afectarían de manera prolongada el desempeño de las economías.

⁴⁹ Véase en Maizels (1999) un análisis de la evolución de los precios de las materias primas en esa década.

CUADRO 7

Estimación de las series estacionarias con cambios estructurales en 1921 y 1979^a

	C	t021	c21	t2279	c79	t8000	AR(1)	AR(2)	AR(4)	MA(1)	MA(2)	MA(4)	
<i>Productos</i>													
Aceite de palma	4.67	3.20	**	-0.53	***	-0.41	-0.27	*	1.12		0.82	0.27	
Arroz	5.28	-1.86		0.12		-0.42	*	-0.31	**	-3.13	***	0.91	0.26
Azúcar	5.20	2.58		-1.04	***	0.34	-0.33		-2.01	-0.48		1.39	0.63
Café	3.14	3.74		-0.41		1.39	**	-0.11		-4.11	**	0.73	
Carne de res	3.03	0.72		-0.18		2.49	***	0.32		-4.28	**	0.80	
Caucho	7.38	-6.62	***	-0.67	**	-1.06	***	-0.33	*	-2.00		1.62	-0.74
Cobre	5.03	-1.38		-0.42	***	0.85	***	-0.10		-2.22	**	0.81	0.33
Cordero	2.66	3.23		-0.16		1.84	**	0.34		-1.46		0.79	
Cuero ^b	4.82	3.29	***	-0.63	***	-1.10	***	0.37	**	-3.58	***	0.52	0.36
Estaño	3.50	1.17		-0.36	*	1.64	***	0.09		-5.01	***	0.67	
Madera	3.16	5.22	***	-0.41	***	1.08	***	-0.00		0.76		0.70	
Maíz	4.90	3.30	***	-0.44	***	-0.54	***	-0.20		-3.73		0.55	
Plomo	4.35	1.11		-0.28	*	0.22		0.14		-5.60	***	0.76	
Trigo	5.08	1.72	*	-0.31	**	-0.66	***	-0.03		-1.78	**	0.35	-0.26
Yute	4.57	2.66	*	-0.28		0.19	-0.32	*		-2.90	**	0.31	0.51
Zinc	4.65	0.81		-0.42	***	0.59	**	-0.03		-0.32		0.69	0.21
<i>Indíces</i>													
GYCPI	4.91	1.24	**	-0.49	***	-0.08	-0.06			-1.94	***	0.82	0.29
GYCPI'	5.06	0.67		-0.44	***	-0.18	-0.02			-2.15	***	0.80	0.25
GYCPI''	4.95	1.84	**	-0.48	***	-0.29	*			-0.06		-3.35	***
GYCPI'''	4.86	2.10	**	-0.52	***	-0.30	0.17			-3.09	***	0.98	0.38
Metales	5.46	-2.82	**	-0.19		-0.21	0.12			-1.66	*	0.59	0.41
Alimentos	4.57	3.05	***	-0.60	***	0.09	-0.11			-3.61	***	0.37	0.51
No alimentos	5.11	0.45		-0.44	***	-0.33	*			-2.19	***	0.82	0.30
<i>The Economist</i>	6.47	2.12	***	-0.20	**	-1.17	***	-0.02		-2.06	***	0.67	

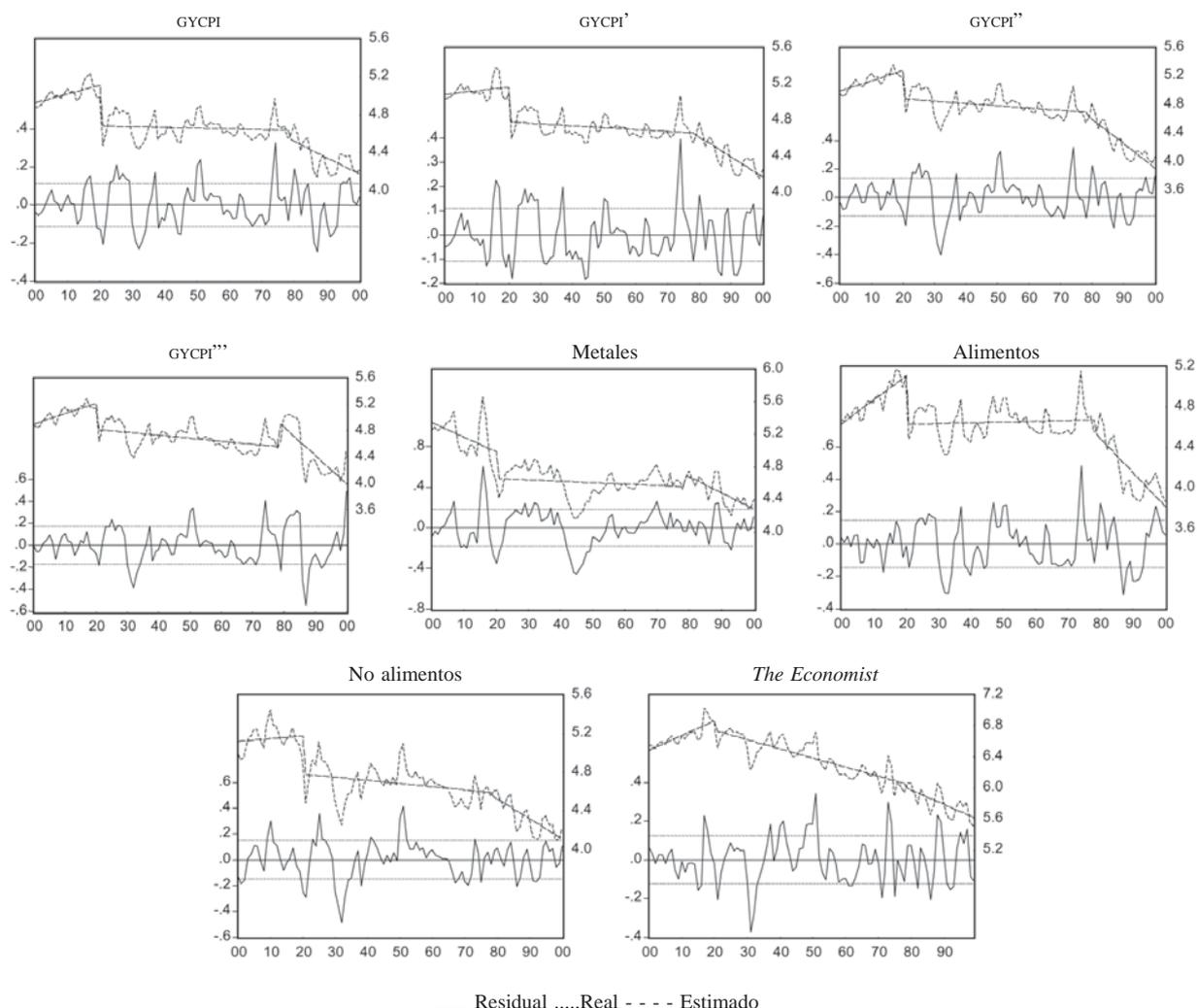
Fuente: Cálculos propios.

^a C = constante; β = tendencia; AR(i) = elemento autorregresivo de orden i; MA(j) = elemento de media móvil de orden j; R² = coeficiente de determinación.

^b No converge.

GRAFICO 3

Estimación de los índices agregados de precios considerando varios cambios estructurales



Fuente: Elaboración de los autores.

VIII

Variabilidad y perturbaciones de corto y mediano plazo

El estimador V_k , utilizado en la sección IV para determinar la persistencia de largo plazo de las innovaciones, es útil también si se quiere analizar la reacción de las series ante perturbaciones en el corto y media-

no plazo, evitando las metodologías que dependen de la estimación de parámetros que le asignan demasiada importancia a características dinámicas de corto plazo. La velocidad a la cual el estimador tiende a cero

CUADRO 8

Estimación del proceso de reversión a la media
(Valor del estadístico V_k)

Años	1	2	3	4	5	10	15	28
<i>Productos</i>								
Aceite de palma	1.05	0.90	0.77	0.71	0.61	0.39	0.29	0.16
Arroz	1.15	1.02	0.88	0.74	0.66	0.48	0.33	0.25
Azúcar	0.98	0.75	0.65	0.55	0.45	0.36	0.27	0.13
Café	0.98	0.82	0.77	0.75	0.71	0.61	0.46	0.23
Carne de res	1.04	0.97	0.97	0.99	0.96	0.79	0.70	0.47
Caucho	1.07	1.03	0.95	0.87	0.80	0.43	0.40	0.35
Cobre	1.04	0.97	0.89	0.78	0.67	0.45	0.49	0.54
Cordero	1.01	0.89	0.82	0.92	0.94	0.90	0.70	0.41
Cuero	0.86	0.66	0.58	0.49	0.40	0.24	0.24	0.10
Estaño	1.00	1.01	0.93	0.88	0.80	0.63	0.58	0.34
Lana	0.93	0.69	0.58	0.49	0.43	0.33	0.37	0.41
Madera	1.06	0.97	0.96	0.93	0.89	0.56	0.40	0.17
Maíz	0.94	0.74	0.64	0.50	0.40	0.28	0.27	0.16
Plomo	0.98	0.98	0.89	0.77	0.67	0.40	0.44	0.37
Trigo	1.13	1.05	0.98	0.81	0.65	0.33	0.35	0.12
Yute	0.97	0.74	0.69	0.60	0.50	0.30	0.37	0.33
Zinc	0.98	0.80	0.67	0.60	0.53	0.26	0.23	0.14
<i>Indices</i>								
GYCPI	1.02	0.87	0.74	0.63	0.57	0.36	0.40	0.21
GYCPI'	1.01	0.79	0.66	0.58	0.50	0.30	0.34	0.20
GYCPI''	1.02	0.85	0.73	0.64	0.58	0.46	0.49	0.22
GYCPI'''	1.10	0.95	0.86	0.76	0.70	0.54	0.49	0.16
Metales	1.18	1.11	1.02	0.94	0.84	0.49	0.44	0.39
Alimentos	1.01	0.85	0.77	0.68	0.62	0.50	0.52	0.23
No alimentos	1.03	0.86	0.74	0.61	0.52	0.37	0.36	0.22
<i>The Economist</i>	1.01	0.76	0.59	0.48	0.40	0.29	0.25	0.13

Fuente: Cálculos de los autores.

muestra de qué manera se disipa una perturbación. Siguiendo la metodología de León y Soto (1995b), en el cuadro 8 se muestra la evolución de este estimador para aquellas variables que no presentan características de no estacionariedad.

Se observa que nueve productos exhiben un proceso significativo de reversión a la media dentro de los primeros cinco años después de producida la perturbación. En los primeros cuatro años la perturbación se ha disipado un 40% en seis casos (azúcar, cuero, yute, lana, maíz y zinc), y un 25% en tres casos (aceite de palma, arroz y café). Según los mismos parámetros todos los índices, salvo el que incluye el petróleo y el de precios de metales, presentan una alta velocidad de

regreso a la media. Luego de esta reversión inicial, el proceso continúa más lentamente, de manera que pasados más de 25 años sólo nueve productos han regresado a su equilibrio de largo plazo ($V_k < 0.26$).

Mirando estos resultados desde el punto de vista macroeconómico, pese a la relativa velocidad de reversión a la media los efectos de una perturbación se mantienen por más de un año y, por lo tanto, tienen consecuencias en el corto y en el mediano plazo. Esto indica que el uso de fondos de estabilización es viable, pero que es necesario modificar los precios de referencia que utilizan dichos fondos en función de los precios de mercado, para evitar grandes pérdidas fiscales asociadas a su manejo.

IX

Conclusiones

Según los resultados econométricos obtenidos en este trabajo, no hay evidencia de que exista una tendencia secular o continua al deterioro de los términos de intercambio. No por esto es menos cierto, sin embargo, que los precios relativos de las materias primas se deterioraron en forma notoria a lo largo del siglo XX. Diversas pruebas permiten establecer que ha habido una caída, ya sea escalonada o continua, de los precios de nueve productos y de todos los índices. Por su parte, ocho productos presentan raíz unitaria y una alta volatilidad y no sorprende, por lo tanto, que su deriva, pese a ser negativa para todos menos uno, no sea estadísticamente significativa. Sin embargo, la caída acumulada por cinco de esos productos es de cerca de 60%, lo que significa que las perturbaciones negativas han predominado ampliamente sobre las positivas. Finalmente, cuatro productos presentan una tendencia al alza y otros tres no tienen una tendencia determinística significativa.

Puesto que todos los índices no petroleros evidencian cambio estructural, se utiliza aquí tanto la información que se obtuvo por las pruebas realizadas como el conocimiento del acontecer histórico para afirmar que el primer cambio de esa índole —el primer escalón hacia abajo— parece haberse producido alrededor de 1920, y se relaciona con los grandes cambios que la primera guerra mundial generó en la economía mundial. El segundo cambio estructural parece haberse dado alrededor de 1980, tras la desaceleración experimentada por la economía mundial a partir de 1973. El análisis econométrico confirma de diferentes maneras la presencia de estos escalones. Mientras en el primer caso hubo un ajuste de una vez y de magnitud significativa en los precios de los productos básicos, en el segundo hubo un quiebre adverso en la tendencia de los precios. Antes de la primera guerra mundial, la tendencia de éstos fue más positiva y no hay evidencia clara de una tendencia significativa entre las décadas de 1920 y 1970.

APENDICE A

Metodología de actualización de los índices de precios

Los precios de los 24 productos individuales utilizados por Grilli y Yang (1988) fueron proporcionados gentilmente por John Cuddington y actualizados desde 1987 por la CEPAL, a partir de cifras de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD), el Fondo Monetario Internacional (FMI), el Banco Mundial y la Organización de Países Exportadores de Petróleo (OPEP). Sobre la base de estas series se actualizaron los índices de precios (cuatro índices agregados y tres subíndices) presentados por Grilli y Yang (1988).

El primero de los índices agregados (GYCPI) es un índice de precios cuyas ponderaciones corresponden a la participación de cada producto básico en las exportaciones mundiales en 1977-1979. Estas ponderaciones fueron publicadas por Cuddington y Wei (1998) y con ellas se actualizó este índice hasta el 2000. El segundo índice (GYCPI') estaba ponderado por la participación de los países en desarrollo en las exportaciones de los productos básicos en 1977-1979. Como no se dispone de las ponderaciones originales, se construyeron otras para 1981 con datos de

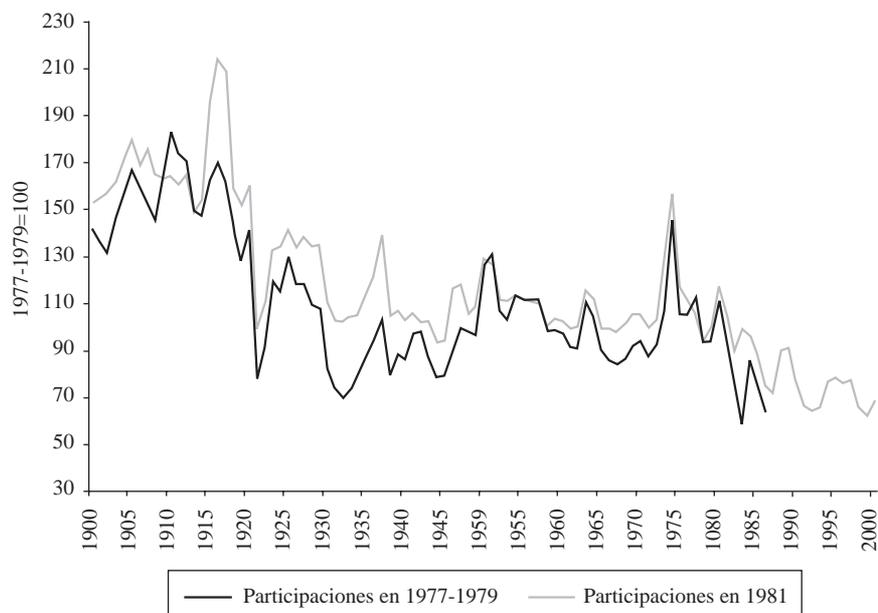
COMTRADE,⁵⁰ y se recalculó el índice para todo el siglo. En el apéndice A, gráfico A.1, se presenta la serie original y la nueva serie, en términos reales. Las diferencias se concentran en el período anterior a 1950. Sin embargo las tendencias son similares, excepto en el período de la primera guerra mundial, cuando las nuevas ponderaciones amplían el repunte del índice de precios.

Los otros dos índices agregados de Grilli y Yang (GYCPI'' y GYCPI''') tienen ponderaciones variables según la participación de los productos básicos en las exportaciones mundiales de cada año. Lo que hace distintos estos dos índices es que el segundo incluye el petróleo. Para actualizar ambos se utilizaron ponderaciones variables correspondientes al año en curso, calculadas por la CEPAL con datos de COMTRADE. En el cuadro A.1 se muestran las series resultantes.

⁵⁰ Base de datos estadísticos de comercio exterior, dependiente de la División de Estadística del Departamento de Asuntos Económicos y Sociales de las Naciones Unidas.

GRAFICO A.1

Índice de precios reales ponderado por la participación de los países en desarrollo en las exportaciones de productos básicos



Fuente: Grilli y Yang (1988) y cálculos de la CEPAL basados en datos de las Naciones Unidas.

CUADRO A. 1

Actualización de los índices de precios de Grilli y Yang (1988)^a
(1977-1979 = 100)

	GYCPI	GYCPI'	GYCPI''	GYCPI'''	Subíndices de GYCPI		
					Alimentos	No alimentos	Metales
1986	88.36	98.42	90.79	93.76	75.78	102.58	134.42
1987	93.61	107.56	92.56	81.28	90.54	124.55	180.99
1988	118.92	142.86	117.15	114.38	91.50	128.97	178.08
1989	123.29	143.19	116.13	120.54	86.67	125.89	157.21
1990	120.81	131.66	108.60	132.39	83.97	106.87	128.75
1991	109.78	115.15	96.77	118.55	84.44	107.25	129.28
1992	113.93	115.63	95.79	110.09	82.80	102.75	111.69
1993	109.25	111.43	91.96	102.60	102.04	131.04	133.96
1994	138.01	133.97	108.45	109.15	105.53	146.73	157.42
1995	149.71	149.57	117.79	118.84	108.12	128.56	141.00
1996	141.99	140.56	108.81	121.87	107.14	119.68	141.69
1997	133.75	133.36	107.57	118.27	93.35	98.84	120.37
1998	112.35	109.70	90.82	92.25	81.77	98.06	118.00
1999	107.01	102.46	85.61	101.53	75.03	105.75	126.19
2000	105.57	109.50	90.87	138.72	73.10	103.67	120.80

Fuente: Grilli y Yang (1988) y cálculos de la CEPAL basados en datos de las Naciones Unidas.

^a GYCPI: Índice de precios en dólares de 24 productos básicos no petroleros transados internacionalmente, ponderado por la participación de cada producto en las exportaciones totales en 1977-1979.

GYCPI': Índice de precios en dólares de 24 productos básicos no petroleros transados internacionalmente, ponderado por la participación de los países en desarrollo en las exportaciones de productos básicos en 1981.

GYCPI'': Índice de precios en dólares de 24 productos básicos no petroleros transados internacionalmente, ponderado por la participación de los productos básicos en las exportaciones mundiales del año en curso.

GYCPI''': Difiere de GYCPI'' en que incluye el precio del petróleo.

APENDICE B

Pruebas de raíz unitaria para el logaritmo de las series en términos reales

	Estadístico Dickey-Fuller aumentado ^a	Significancia ^b	Estadístico Phillips-Perron	Significancia ^b
Aceite de palma	-3.99	**	-4.22	***
Algodón ^c	-1.72		-2.38	
Aluminio ^c	-2.21		-2.40	
Arroz	-2.41		-3.16	*
Azúcar	-3.09		-4.49	***
Banano ^c	-2.04		-2.59	
Cacao ^c	-2.21		-2.46	
Café ^c	-2.55		-3.05	
Carne de res ^c	-2.84		-2.78	
Caucho	-3.03		-3.34	*
Cobre ^c	-2.23		-2.98	
Cordero	-3.50	**	-3.06	
Cuero	-3.71	**	-5.10	***
Estañ ^c	-2.33		-2.70	
Yute	-2.31		-3.24	*
Lana ^c	-2.04		-2.80	
Madera	-3.98	**	-3.80	**
Maíz	-2.49		-4.21	***
Plata ^c	-1.98		-2.31	
Plomo ^c	-1.94		-2.72	
Tabaco ^c	-1.05		-1.90	
Té ^c	-1.80		-2.39	
Trigo	-3.90	**	-4.37	***
Zinc	-4.09	***	-4.84	***
GYCPI	-2.82		-3.86	**
GYCPI'	-2.83		-4.09	***
GYCPI''	-2.25		-3.29	*
GYCPI'''	-3.06		-3.67	**
Alimentos	-2.12		-2.97	
No alimentos	-2.67		-3.91	**
Metales	-2.94		-3.13	
<i>The Economist</i>	-3.64	**	-3.89	**

Fuente: Cálculo de los autores.

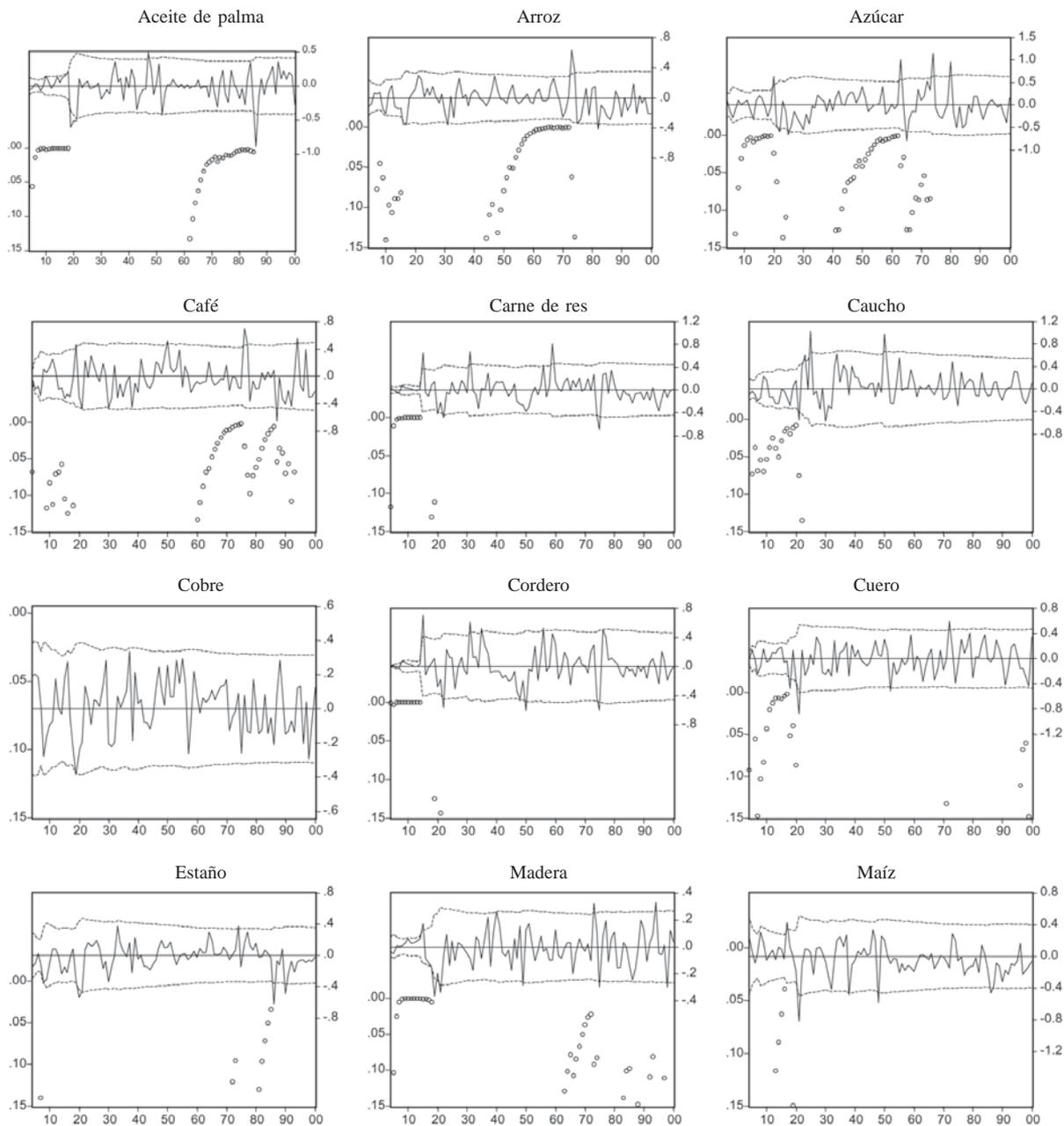
^a Se utilizan cuatro rezagos.^b Significancia en caso de rechazo de la hipótesis nula.

*, ** y *** indican significancia estadística al 99%, 95% y 90% de confianza, respectivamente.

^c Series para las cuales no se puede rechazar la hipótesis nula por medio de las dos pruebas.

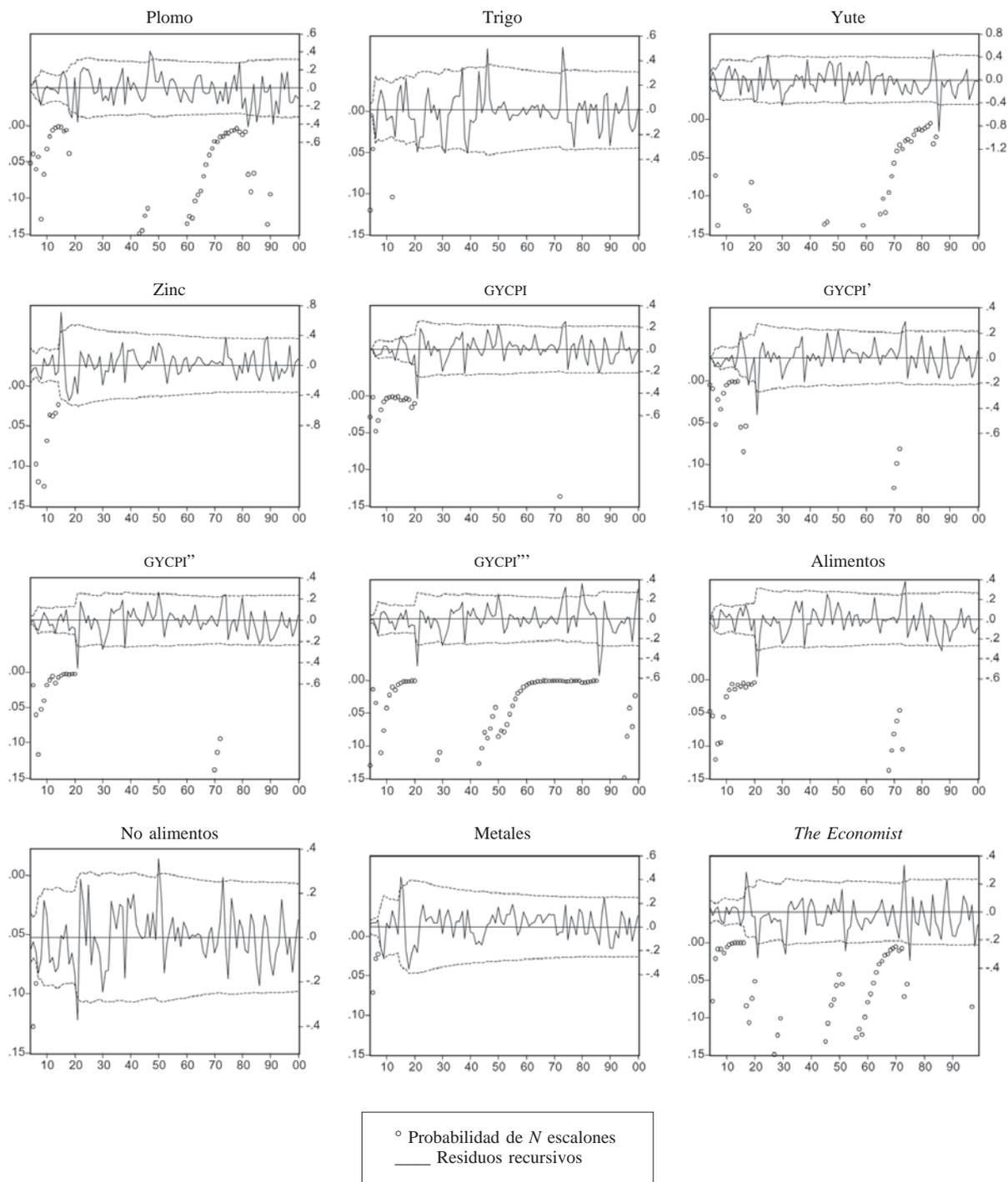
APENDICE C

Existencia de cambio estructural: Prueba de residuos recursivos



(continúa en la página siguiente)

Apéndice C (continuación)



Fuente: Elaboración de los autores.

APENDICE D

**Prueba de Perron para determinar endógenamente
la fecha de un cambio estructural^a**

	<i>Outlier innovativo</i>				<i>Outlier aditivo</i>	
	Intercepto	Intercepto y tendencia		AO		
	IO1 1900-2000 RU	IO2 1900-2000 RU		1900-2000 RU		
Aceite de palma	1917	**	1983	***	1991	**
Algodón	1983		1944		1965	
Aluminio	1938		1940		1948	**
Arroz	1988		1971	**	1975	**
Azúcar	1979	**	1979		1983	
Banano	1923		1943		1941	*
Cacao	1945		1965		1998	*
Café	1985		1947		1974	
Carne de res	1957		1957		1982	
Caucho	1915	**	1934	**	1926	*
Cobre	1951	*	1951		1925	
Cordero	1945		1945		1926	
Cuero	1950	**	1916	**	1905	**
Estaño	1984		1972		1985	
Yute	1944		1958		1971	
Lana	1972		1946	***	1953	***
Madera	1912		1920		1913	
Maíz	1984		1971		1963	
Plata	1960		1971		1933	
Plomo	1978	*	1945	**	1973	**
Tabaco	1915		1946		1964	
Té	1983		1951		1962	
Trigo	1941	***	1928	**	1910	***
Zinc	1920	***	1920	*	1928	***
GYCPI	1944	**	1944	*	1978	*
GYCPI'	1948	**	1971	**	1929	
GYCPI''	1983	**	1970		1978	**
GYCPI'''	1928		1977		1994	
Metales	1915	**	1951	*	1940	**
Alimentos	1983	**	1984		1977	*
No alimentos	1948	**	1938	**	1929	*
<i>The Economist</i>	1915	***	1915	***	1920	***

Fuente: Cálculos de los autores.

^a *, ** y *** indican significancia estadística al 90%, 95% y 99% de confianza, respectivamente.

Bibliografía

- Ardeni, Pier Giorgio y B. Wright (1992): The Prebisch-Singer hypothesis: A reappraisal independent of stationarity hypothesis, *The Economic Journal*, vol. 102, N° 413, Oxford, Blackwell Publishers.
- Bairoch, Paul (1989): Les trois révolutions agricoles du monde développé: rendements et productivité de 1800 à 1985, *Annales: économies, sociétés, civilisations*, vol. 44, N° 2, París, marzo-abril.
- Beveridge, Stephen y Charles R. Nelson (1981): A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle', *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, N° 2, Amsterdam, Elsevier Science Publisher, marzo.
- Bleaney, Michael y David Greenaway (1993): Long-run trends in the relative price of primary commodities and in the terms of trade of developing countries, *Oxford Economic Papers*, vol. 45, N° 3, Oxford, Oxford University Press.
- Campbell, John Y. y Gregory N. Mankiw (1987): Are output fluctuations transitory?, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, N° 4, Massachusetts, The MIT Press.
- Cashin, Paul y C. John McDermott (2002): *The Long-Run Behaviour of Commodity Prices: Small Trends and Big Variability*, IMF Staff Papers, vol. 49, N° 2, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2002): *Globalización y desarrollo*, LC/G.2157(SES.29/3), Santiago de Chile, mayo.
- Cochrane, John H. (1988): How big is the random walk in GNP?, *Journal of Political Economy*, vol. 96, N° 5, Chicago, The University of Chicago Press.
- _____ (1991): A critique of the application of unit root tests, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 15, Amsterdam, Elsevier Science Publisher.
- Cuddington, John T. (1992): Long-run trends in 26 primary commodity prices: a disaggregated look at the Prebisch-Singer hypothesis, *Journal of Development Economics*, vol. 39, N° 2, Amsterdam, Elsevier Science Publisher.
- Cuddington, John T. y Carlos M. Urzúa (1989): Trends and cycles in the net barter terms of trade: a new approach, *The Economic Journal*, vol. 99, N° 396, Oxford, Blackwell Publishers.
- Cuddington, John T. y Shang-Jin Wei (1998): An empirical analysis of real commodity price trends: Aggregation, model selection and implications, en H.W. Singer, N. Hatti y R. Tandon (comps.), *Export Led versus Balanced Growth in the 1990's*, New World Order Series, vol. 13, Nueva Delhi, BR Publishing Corporation.
- Cuddington, John, Rodney Ludema y Shamila A. Jayasuriya (2002): *Prebisch-Singer Redux*, Documento de trabajo, N° 140, Santiago de Chile, Banco Central de Chile.
- Findlay, Ronald (1980): The terms of trade and equilibrium growth in the world economy, *American Economic Review*, vol. 70, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- _____ (1981): The fundamental determinants of the terms of trade, en S. Grassman y E. Ljungberg (comps.), *The World Economic Order: Past and Prospects*, Londres, Macmillan Press.
- Grilli, Enzo R. y Maw Cheng Yang (1988): Primary commodity prices, manufactured goods prices, and the terms of trade of developing countries: What long run shows, *The World Bank Economic Review*, vol. 2, N° 1, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Hadass, Yael S. y Jeffrey G. Williamson (2001): Terms of trade shocks and economic performance 1870-1940: Prebisch and Singer revisited, *NBER Working paper*, N° 8188, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Johnson, Harry G. (1954): Increasing productivity, income-price trends and the trade balance, reimpresso en *International Trade and Economic Growth*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press, 1967.
- León, Javier y Raimundo Soto (1995a): Términos de intercambio en la América Latina: una cuantificación de la hipótesis de Raúl Prebisch y Singer, *El trimestre económico*, vol. 62(2), N° 246, México, D.F., Fondo de Cultura Económica, abril-junio.
- _____ (1995b): *Structural Breaks and Long Run Trends in Commodity Prices*, Washington, D.C., Policy Research Working Paper, N° 1406, Washington, D.C., Banco Mundial, Departamento de Investigaciones sobre Políticas de Desarrollo.
- Lo, A. y C. McKinley (1989): The size and power of the variance ratio test in finite samples: A Montecarlo investigation, *Journal of Econometrics*, vol. 40, Amsterdam, Elsevier Science Publisher.
- Maddison, Angus (1991): *Dynamic Forces in Capitalist Development: A Long-Run Comparative View*, Nueva York, Oxford University Press.
- _____ (1995): *Monitoring the World Economy 1820-1992*, París, OCDE Development Centre.
- _____ (2001): *The World Economy, a Millennial Perspective*, Development Centre Studies, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE).
- Maizels, Alfred (1999): The commodity price collapse of the 1980's, en David Greenaway y C.W. Morgan (comps.), *The Economics of Commodity Markets*, Cheltenham, Edward Elgar.
- Ocampo, José Antonio (1986): New developments in trade theory and LDCs, *Journal of Development Economics*, vol. 22, N° 1, Amsterdam, Elsevier Science Publisher, junio.
- _____ (1991): Los términos de intercambio y las relaciones centro periferia, en Osvaldo Sunkel (comp.), *El desarrollo desde dentro: un enfoque neoestructuralista para la América Latina*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- Perron, Pierre (1989): The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, vol. 57, N° 6, Evanston, Illinois, The Econometric Society.
- _____ (1997): Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, vol. 80, N° 2, Amsterdam, Elsevier Science Publisher, octubre.
- Powell, A. (1991): Commodity and developing countries terms of trade: What does the long-run show?, *The Economic Journal*, vol. 101, Oxford, Blackwell Publishers.
- Prebisch, Raúl (1950): Crecimiento, desequilibrio y disparidades: interpretación del proceso de desarrollo, *Estudio económico de América Latina, 1949*, E/CN.12/164/Rev.1, Nueva York, Naciones Unidas. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.51.II.G.1. Este texto corresponde a la primera parte de dicho *Estudio económico* y fue publicado posteriormente como *Interpretación del proceso de desarrollo latinoamericano en 1949*, en la Serie Commemorativa del 25 aniversario de la CEPAL, Santiago de Chile, 1973.
- _____ (1962): El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas, *Boletín económico de América Latina*, vol. VII, N° 1, Naciones Unidas. Reedición de artículo publicado en español e inglés en 1950.
- Scandizzo, Pasquale L. y Dimitris Diakosawas (1987): Instability in the terms of trade of primary commodities, 1900-1982, *FAO Economic and Social Development Paper*, N° 64, Roma, Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO).
- Singer, Hans W. (1950): U.S. foreign investment in underdeveloped areas, the distribution of gains between investing and borrowing countries, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, N° 40, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Taylor, Lance (1983): *Structuralist Macroeconomics: Applicable Models for the Third World*, Nueva York, Basic Books.

