

CICLOS Y TENDENCIAS EN LOS TÉRMINOS NETOS DE INTERCAMBIO: UN NUEVO ENFOQUE*

John T. Cuddington
Universidad de Georgetown

Carlos M. Urzúa
El Colegio de México

El gran interés de los economistas por las tendencias seculares en los precios de los bienes primarios es explicable; en primer lugar, los movimientos de los precios agrícolas constituyen un factor muy importante a tomar en cuenta cuando se considera la reasignación de recursos productivos de la agricultura a la industria y la redistribución del ingreso que este desplazamiento trae consigo. En segundo lugar, la literatura sobre "los límites del crecimiento" ha centrado su interés en la escasez creciente de recursos primarios no renovables y sus posibles implicaciones negativas sobre el crecimiento económico. Finalmente, los economistas del desarrollo, encabezados por Prebisch (1950) y Singer (1950), han estudiado las consecuencias que los cambios seculares en los precios de los productos básicos tienen en la distribución de las ganancias del comercio entre los países desarrollados y en desarrollo.

La hipótesis de Prebisch-Singer de que ha existido un deterioro secular en los términos netos de intercambio (TNI) entre los productos básicos y los manufacturados ha ocasionado más de 30 años de intensa investigación empírica. Aunque la calidad de los datos disponibles limitó de manera considerable los primeros trabajos en este campo, esto ha cambiado. Recientemente Spraos (1980) y Grilli y Yang (1988) han construido series de datos

* La versión en inglés de este ensayo apareció en el *Economic Journal*, vol. 99, 1989. Es una versión resumida de la primera parte de Cuddington y Urzúa (1986). Queremos agradecer a Ron Duncan del Banco Mundial sus comentarios a las versiones preliminares, así como el apoyo técnico y financiero prestado. También a M.C. Yang por proporcionarnos las series de datos utilizadas en el estudio de Grilli y Yang. No obstante, somos los únicos responsables de las conclusiones las cuales no reflejan la opinión del Banco Mundial. Pierre Perron y dos jurados hicieron sugerencias útiles, y Perron nos ayudó a instrumentar la prueba modificada de la raíz unitaria en la sección III.

de mejor calidad y han vuelto a analizar los movimientos de precios de las mercancías. No obstante, gran parte de los análisis estadísticos siguen siendo elementales —aun en los casos en que el objetivo se limita a la simple descripción de los “hechos estilizados” (ya no digamos de la construcción de modelos estructurales que tratan de explicar los movimientos de los precios de las mercancías). Las excepciones son Sapsford (1985b), quien usa un modelo estructural, y Scandizzo y Diakosawas (1987), quienes utilizan tanto métodos de series de tiempo como modelos estructurales.

Los principales objetivos del presente estudio son: 1) la aplicación de métodos de series de tiempo a la interminable discusión respecto a la existencia de un deterioro secular en los precios de los productos básicos y 2) analizar la naturaleza de los movimientos cíclicos en los precios de dichos productos. Para este último punto, utilizamos la técnica propuesta por Beveridge y Nelson (1981) que permite dividir las series de tiempo económicas en dos componentes: el permanente, tendencial o secular, y el cíclico o temporal. Esto conlleva una interesante interpretación de hasta que punto los impactos de precios deben considerarse como cíclicos por naturaleza, así como una caracterización de los ciclos en términos de su duración y amplitud.

Nuestro interés en los movimientos cíclicos de los precios de las mercancías se basa en la convicción de que, para propósitos de política económica, la amplitud, la duración y la forma de los ciclos son, por lo menos, tan importantes como la tendencia subyacente de largo plazo. Una caracterización precisa del comportamiento cíclico es esencial cuando: 1) se formulan políticas anticíclicas de estabilización en países en desarrollo cuyas exportaciones están dominadas por uno o dos mercados de productos clave; 2) se intenta poner en práctica la creencia de que los países deben pedir prestado cuando se enfrentan a choques negativos temporales y que deben ajustarse internamente en el caso de choques permanentes, y 3) se quiere evaluar la utilidad (y viabilidad) de los fondos de estabilización que buscan moderar las fluctuaciones en los precios de los productos básicos.

Los ciclos no sólo son interesantes en sí mismos. Si los datos de una muestra empiezan o terminan durante un auge o desplome del precio de las mercancías, su presencia complica la estimación de la tasa de crecimiento tendencial. Esto es particularmente importante si los precios de las mercancías, como generalmente se ha afirmado, presentan ciclos de largo y mediano plazos (Spraos, 1980, pp. 119-120, discute este tema).

I. Tendencias de los precios reales de las mercancías: evidencia reciente

En algunos trabajos recientes sobre las tendencias de largo plazo de los precios de los productos básicos, como los de Spraos (1980) y Grilli y Yang

(1988), han destacado la importancia de contar con datos de alta calidad y de índices de precios cuidadosamente contruidos si se quieren realizar inferencias correctas. En particular, Spraos ha demostrado que la elección de datos es fundamental cuando se pretende evaluar el debate histórico sobre la validez de la hipótesis de Prebisch-Singer. Cuando Spraos vuelve a analizar esta hipótesis utilizando series de datos mejoradas, concluye que existe evidencia estadística de un deterioro de los TNI en el periodo de 70 años que termina al comienzo de la segunda guerra mundial. Sin embargo, al ampliar el periodo de análisis para incluir la etapa de la conflagración mundial, la hipótesis es cuestionada. La metodología estadística que sigue Spraos es similar a la de trabajos anteriores: usa un modelo log-lineal con tendencia, el cual es estimado usando mínimos cuadrados ordinarios (MCO).¹

En una extensión del ensayo de Spraos, Sapsford (1985a) encuentra "problemas de inestabilidad estructural en el análisis de Spraos" (p. 787). Para corregir este problema introduce variables dicotómicas en la intersección y la pendiente después de 1950, y concluye que "...una vez que se considera en el periodo de la posguerra el desplazamiento hacia arriba en la intersección de la senda de crecimiento de los TNI (mediante el uso de variables dicotómicas) resurge una tendencia decreciente en dicho periodo, tendencia que no es significativamente distinta de la evidente durante el subperiodo anterior, que cubre los años que van de 1900 hasta el comienzo de la segunda guerra mundial" (p. 786). Vale la pena señalar que, a diferencia de Spraos, Sapsford utiliza el método de Cochrane-Orcutt para corregir por autocorrelación de primer orden.²

Otros estudios recientes, e.g. Thirlwall y Bergevin (1985) y Grilli y Yang (1988), también ajustan un modelo log-lineal a los TNI así como a los precios individuales de las mercancías. Grilli y Yang encuentran una tendencia decreciente significativa tanto en los TNI como en muchos de los precios individuales considerados en sus índices. Se encontró que sus resultados soportaban correcciones tanto de autocorrelación serial de primer orden como de rupturas estructurales. El estudio de Thirlwall y Bergevin (1985), en el cual utilizan datos trimestrales de las Naciones Unidas para el periodo de 1954 a 1982, también concluye que los precios reales de cada mercancía presentaron una tendencia o se deterioraron. Aunque Thirlwall y Bergevin, como Sapsford (1985a, b) y Grilli y Yang (1988), incluyen variables dicotómicas para tomar en cuenta las rupturas estructurales que son

¹ Además del tiempo, Sapsford también considera una segunda variable explicativa que capture los efectos cíclicos: la desviación de la producción manufacturera mundial respecto a su tendencia.

² En un estudio más amplio, Sapsford (1985b) proporciona una interpretación de esta correlación serial en términos de variables omitidas, y un modelo de equilibrio del mercado de bienes primarios cuya forma reducida implica un modelo lineal tendencial con errores autocorrelacionados.

obvias, su metodología estadística tiene el defecto de no hacer ajustes por autocorrelación aun cuando con seguridad está presente en los datos.

II. Una revaluación de la hipótesis sobre la tendencia al deterioro

En este estudio se utiliza el índice de precios de mercancías de Grilli y Yang (GYCPI), el cual incluye 24 bienes no petroleros para el periodo 1900-1983 y utiliza como ponderadores los valores del intercambio mundial de cada bien del periodo 1977-1979.³ Grilli y Yang consideraron que era deseable la construcción de un nuevo índice por las siguientes razones: en primer término, porque la mayoría de los índices utilizados, como los del Banco Mundial, la UNCTAD y el FMI, únicamente cubren periodos posteriores a la segunda guerra mundial (el del Banco Mundial, que es el más completo, empieza en 1948). En segundo lugar, porque el único índice disponible que cubre un lapso mayor, "The Economist Index" (EI), ha estado sujeto a múltiples revisiones. Más aún, sus ponderaciones están basadas en el volumen del comercio entre los países industrializados (más que en las importaciones mundiales). Como lo explican Grilli y Yang (1988, p. 3): "Al enfrentarnos con las alternativas de volver a calcular el EI con un sistema de ponderaciones de comercio diferentes y con cobertura uniforme de bienes a través del tiempo, o bien calcular un nuevo índice de precios de bienes no petroleros, elegimos la segunda opción y construimos un índice de precios de bienes no petroleros comerciables internacionalmente e iniciando en 1900".

Para deflactar su índice nominal (GYCPI), ambos autores utilizaron un índice anual de valores unitarios de bienes manufacturados, que aquí denotamos como MUV-GY.⁴ Estas series corresponden al índice de valores unitarios calculados por el Secretariado de las Naciones Unidas (MUV-UN), con

³ Los datos de precios nominales subyacentes son los que se determinan en mercados libres de cuotas compilados por el Banco Mundial. El grupo de no petroleros incluye once bienes alimenticios: plátano, carne, cocoa, café, cordero, maíz, aceite, arroz, azúcar, té y trigo; siete bienes agrícolas no alimenticios: algodón, pieles, yute, caucho, madera, tabaco y lana; y seis metales: aluminio, cobre, plomo, plata, estaño y zinc. Al lector interesado en una discusión más detallada sobre la construcción de índices, se le sugiere consultar, Grilli y Yang (1988, pp. 2-7).

⁴ Grilli y Yang también consideraron un índice de valores unitarios de bienes manufacturados basados en el índice de precios al consumidor de Estados Unidos (USMPI). Sin embargo, nosotros elegimos trabajar con el MUV-GY principalmente porque la mayoría de los estudios en esta área utilizan los índices de valores unitarios de las Naciones Unidas. Ambos indicadores muestran tendencias similares en el periodo 1900-1983.

excepción de dos periodos, 1914-1920 y 1939-1947, los cuales fueron calculados por Grilli y Yang mediante interpolación.

Las series que se obtuvieron sobre los TNI al deflactar GYCPI por MUV-GY, son los índices de precios reales que utilizamos aquí. Estas series, denotadas en el texto como $y(t)$, son tan buenas como cualquier otra disponible, desde nuestro punto de vista. No obstante, hay que notar dos cosas. Primero, este índice no captura los posibles cambios en la calidad de los bienes manufacturados, o de los primarios. Ésta es una preocupación común en la literatura. Por ejemplo, Sapsford (1985b, p. 4) hace notar que "usualmente se expresa el punto de vista de que es posible que las mediciones de precios reales de bienes, como las del tipo señalado anteriormente, sean engañosas por su fracaso al no tomar en cuenta los cambios de calidad (e.g. Banco Mundial, 1982, p. 35)". Grilli y Yang (1988, p. 7) también mencionan la posibilidad de un "'sesgo hacia arriba' originado por los precios de los bienes manufacturados o por los valores unitarios, ya que éstos incorporan los efectos del progreso técnico que mejoran significativamente la calidad". Lo que no se señala de manera tan frecuente es que los índices nominales de precios de bienes primarios también son afectados por mejoras en la calidad a través del tiempo (en bienes tales como té, café, caucho, algodón y aceites vegetales) y por el incremento en el procesamiento de los bienes debido a transportación (ver Spraos, 1980, p. 117). Puesto que los incrementos de calidad pueden afectar potencialmente tanto al numerador como al denominador de los precios relativos de los bienes primarios en términos de los manufacturados, es difícil determinar *a priori* la dirección del "sesgo de calidad". Segundo, después de observar una gráfica de las series, uno podría preguntarse si la interpolación involucrada en la construcción de las series MUV-GY no causó saltos injustificados en las series de 1913-1934, 1920-1921, 1938-1939 y 1947-1948. La pronunciada caída del índice en 1920-1921 es particularmente importante en la discusión que sigue. Sin embargo, un análisis de las series de tiempo de los índices nominales GYCPI y MUV-GY, indica que los movimientos en el primero son la causa de los cambios drásticos en los TNI (i.e. la relación de GYCPI a MUV-GY).

Una inspección preliminar de los datos

Antes de proceder a modelar el comportamiento de los precios reales de los bienes primarios, la inspección de los datos puede proporcionarnos información para calcular algunas estadísticas descriptivas simples. Las gráficas del logaritmo natural de $y(t)$, $ly(t)$, y su primera diferencia, $dly(t)$, en términos de las desviaciones respecto a sus medias, se muestran en las figuras 1 y 2. Vale la pena notar diversas características de los datos: primero, en la figura 1 las series $ly(t)$ parecen ser no-estacionarias en la media. Esta conjetura se confirma con nuestro análisis de la función de autocorrelación

(ACF) y de la función de autocorrelación parcial (PACF) para $ly(t)$ y $dly(t)$.⁵ En particular, la ACF para $ly(t)$ se desvanece muy lentamente, mientras que la PACF tiene un pico en el rezago 1, síntoma bien conocido de no-estacionaridad.

En segundo lugar, hay una caída drástica en el nivel de $ly(t)$ después de 1920, lo que sugiere un posible cambio estructural. Puesto que su importancia es crítica en nuestros hallazgos posteriores, esta caída de los precios reclama alguna explicación, aun cuando el objetivo principal de este trabajo no es desarrollar explicaciones económicas, sino describir las variaciones de precios.⁶

Es probable que dicha caída refleje el ajuste de ofertas y demandas en la etapa posterior a la primera guerra mundial. De acuerdo con la clasificación del NBER de los ciclos económicos de Estados Unidos esto se debió a la prolongada expansión económica asociada al punto máximo de la guerra en enero de 1920. Friedman y Schwartz (1963, pp. 231-232) sostienen que la política de la Reserva Federal en la posguerra alimentó la inflación en 1918-1919, la cual se agudizó drásticamente a principios de 1920, cuando las tasas de descuento se incrementaron no sólo tardía sino también excesivamente (a la tasa récord de 7%). Como consecuencia de ello, hubo una caída drástica en los precios estadounidenses al mayoreo, la mayor durante todo el periodo de su estudio (1867-1960). La producción industrial y el empleo manufacturero también experimentaron una caída estrepitosa. Otro aspecto que dichos autores destacan es que las variaciones de los precios y la producción en Estados Unidos sólo reflejaron lo ocurrido en escala mundial debido a las secuelas de la primera guerra mundial (p. 236). Es bien sabido que ante cambios drásticos los precios relativos de los bienes primarios en términos de manufacturas tienden a variar procíclicamente.⁷

Tercero, a simple vista no es tan clara la evidencia de que haya existido una variación importante en el nivel de $ly(t)$ en 1950, como la que Sapsford (1985a) encontró usando sus datos.⁸ Es interesante observar que en el tra-

⁵ Ver Cuddington y Urzúa (1986). La función ACF muestra los coeficientes de autocorrelación de la muestra entre residuales k periodos aparte. La función PACF, en efecto, calcula las mismas correlaciones pero manteniendo constantes los efectos de los residuales que intervienen de $t + 1$ a $t + k - 1$. Ver Box y Jenkins (1976, pp. 30-34 y 64-65).

⁶ En nuestro trabajo econométrico preliminar también consideramos la posibilidad de rupturas en otras fechas cuando la inspección de las gráficas sugirió que podría haberlas.

⁷ Para un ejemplo que hace hincapié en esto, véase Prebisch (1950).

⁸ El "desplazamiento estructural" de Sapsford puede ser un artefacto estadístico que refleja el hecho de que él y Spraos trabajaron con series empalmadas. La sobreposición ocurrió en 1956 en el caso del índice de valores unitarios de las manufacturas (MUV-UN) y en 1950 en el caso de la serie de precios de productos básicos considerada (la serie del Secretariado de las Naciones Unidas).

Figura 1
TÉRMINOS NETOS DE INTERCAMBIO

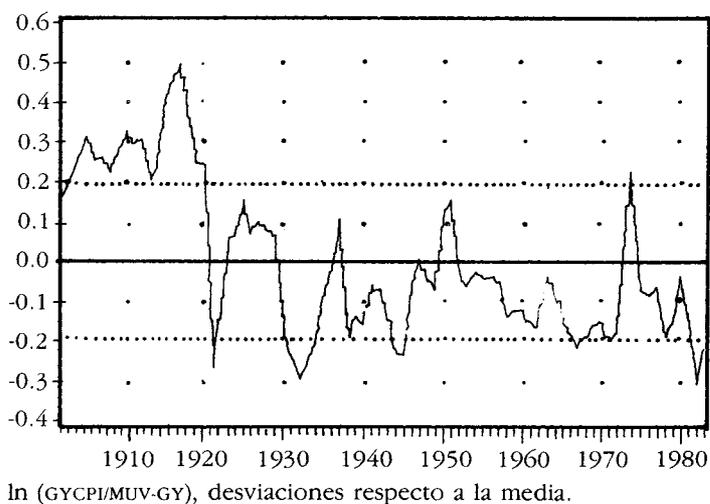
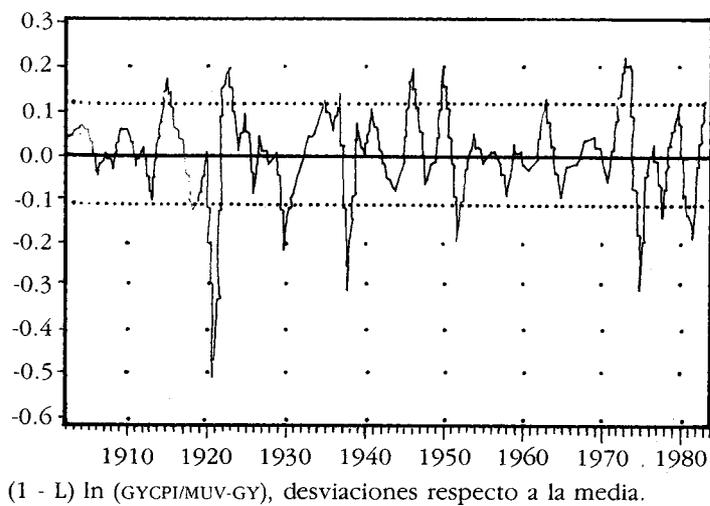


Figura 2



bajo de Friedman y Schwartz (1963, capítulo II) sobre el comportamiento del dinero, los precios y la producción estadounidenses en los años posteriores a la segunda guerra mundial (1948-1960) se destaca que la política monetaria fue mucho más estable en este periodo que en el que siguió a la primera guerra mundial. Volviendo al crecimiento periódico del índice real de mercancías, $dy(t)$, hay que notar que su media es cercana a cero (-0.004 es el estimado). Su desviación estándar es alta, 0.113 u 11.3% anual, aunque menor que la desviación estándar de $y(t)$, 0.196. A diferencia de la gráfica de $y(t)$, la de la figura 2 parece tener una media fija. Las funciones ACF y PACF muestran algunos picos, especialmente en el rezago 2, lo que indica la presencia de autocorrelación en las series de $dy(t)$. En una versión preliminar consideramos una segunda diferenciación de las series $y(t)$, i.e. $(1 - L)^2 y(t)$, pero concluimos que la primera diferenciación era adecuada para lograr la estacionalidad (ver Cuddington y Urzúa, 1986).⁹

Como se ve, nuestro examen preliminar de los datos sugiere que, antes de cualquier formalización, la serie requiere de una primera diferenciación. Más tarde se utilizará la prueba de Said-Dickey (1984), modificada por Perron (1988) para permitir un desplazamiento de la media de las series de precios en 1921, a fin de probar formalmente dicha hipótesis. Pero antes la siguiente sección contrasta el modelo de series de tiempo en la forma de primeras diferencias con el modelo alternativo con tendencia lineal.

III. Dos modelos de series de tiempo de precios de bienes

Hasta ahora los estudios empíricos sobre los términos netos de intercambio típicamente ajustan un modelo con tendencia de la forma:

$$ly(t) = a + b \text{ TIEMPO} + e(t) \quad (1)$$

El coeficiente b indica la tasa de mejoramiento ($b > 0$) o deterioro ($b < 0$) de los TNI —ya que $ly(t)$ denota el logaritmo de y . Es usual que los residuales de (1) estén altamente correlacionados. Aunque en este caso la regresión por MCO nos proporciona estimadores consistentes de b , es esencial corre-

⁹ Originalmente consideramos más de 12 rezagos en nuestros ejercicios de identificación del modelo. Aunque usualmente los rezagos largos son despreciados en la formalización de series de tiempo, pues no son parsimoniosos, en la literatura sobre precios de bienes, hay la creencia común de que los movimientos de mediano y largo plazos pueden ser importantes. Cuando consideramos especificaciones con mayores rezagos (más de 30 años) se encontró que los rezagos 15 y 16 eran significativos. Nuestras conclusiones respecto a la hipótesis de Prebisch-Singer permanecieron intactas, independientemente de si se consideraron especificaciones de mayor o menor orden. El lector interesado puede encontrar modelos de mayor orden en Cuddington y Urzúa (1986).

gir la correlación serial de primer o mayores órdenes para obtener estimadores más eficientes de b y errores estándar consistentes.

La característica más sobresaliente del modelo anterior, al cual Nelson y Plosser (1982) llaman de *tendencia estacionaria* (TE), es que la trayectoria de ly en el largo plazo (i.e. ignorando las fluctuaciones de corto plazo inherentes al proceso estocástico) es completamente determinista: “Ni los eventos presentes, ni pasados, alterarán las expectativas de largo plazo... [es más], la incertidumbre también está determinada en el distante futuro” (p. 142). Puesto que el proceso estocástico en (1) se supone estacionario e invertible, todos los choques de precios son necesariamente temporales o cíclicos por naturaleza. Por tanto, el componente cíclico de ly , denotado por lyc , se encuentra mediante el cálculo simple de la desviación que hay entre el logaritmo de los precios verdaderos y la línea de tendencia.

Desde un punto de vista económico, es difícil justificar *a priori* el supuesto de que la tendencia de los TMI es completamente determinista. Es posible que tanto los choques nominales como los reales afecten con el tiempo las ofertas y demandas de bienes. Algunos de estos choques reflejan desplazamientos permanentes, seculares o estructurales (e.g. descubrimiento de recursos o innovaciones técnicas), mientras que otros son resultado de fenómenos cíclicos o transitorios (e.g. cambios de política o pérdidas de cosechas).

Diversos autores que han usado el modelo TE han mostrado implícitamente la limitación que impone una senda determinista al permitir “cambios estructurales” vía variables dicotómicas que desplazan la intersección a o la tasa de crecimiento b . Por ejemplo, Sapsford (1985a), al reevaluar el trabajo anterior de Spraos (1980), encuentra un desplazamiento estructural después de 1950. Al considerar este desplazamiento, Sapsford encuentra un apoyo más convincente a la hipótesis de Prebisch-Singer para la etapa posterior a la segunda guerra mundial que Spraos no pudo cubrir. Por supuesto no existe razón en particular para suponer que sólo en 1950 ocurrió un desplazamiento estructural, en vez de pensar que tales desplazamientos suceden regularmente, como sería si ciertos choques fueran “permanentes” y otros “temporales”.

A continuación consideramos un modelo estadístico alternativo en el que la senda de crecimiento no es determinista sino estocástica de suerte que la senda de crecimiento de ly se desplaza hacia arriba o hacia abajo con el transcurso del tiempo, a medida que ocurren choques de precios. Los desplazamientos de la senda de crecimientos representan efectos permanentes (seculares), y las fluctuaciones alrededor de esta senda (desplazable), representan efectos cíclicos.¹⁰

¹⁰ Puesto que este procedimiento permite cambios en el nivel de trayectoria de crecimiento de los precios de los bienes primarios, es característico que reduzca la

La formulación estadística del modelo alternativo, al que Nelson y Plosser (1982) llaman *estacionario en diferencias* (ED), es:

$$dy(t) = b + e(t) \quad (2)$$

con $dy(t) = (1 - L)y(t)$, donde L es el operador de rezago, de modo que $dy(t)$ es la tasa de crecimiento de $y(t)$.

La tasa media de crecimiento b es la misma que el coeficiente de la variable TIEMPO en la ecuación (1). En (2), la tasa de crecimiento del índice se corre sobre dicha constante y el de error, cuya especificación general es un ARMA:

$$A(L)e(t) = B(L)u(t) \quad (3)$$

donde $u(t)$ es un ruido blanco.

Los impactos a los precios contenidos en las variaciones $u(t)$ pueden provocar que, temporalmente, la tasa de crecimiento exceda o esté un poco abajo de su tasa media [la extensión del periodo dependerá de la autocorrelación de $e(t)$]. Siempre que el proceso estocástico sea estacionario,¹¹ el efecto del impacto se va desvaneciendo con el tiempo, de manera que la tasa de crecimiento vuelve a su tasa media. Sin embargo, el impacto de un crecimiento temporalmente mayor (o menor) acarrea el desplazamiento permanente del nivel de ly hacia arriba (o hacia abajo). El nivel de la gráfica de los precios de las mercancías se altera, aun cuando su pendiente es asintóticamente igual a la tendencia media de la tasa del índice de precios relativos y . Se puede utilizar la metodología estándar de Box y Jenkins (1970) para identificar y estimar el proceso estocástico (3) y obtener una estimación de la tendencia de los precios, b , en (2). La hipótesis de Prebisch-Singer implica que este parámetro es negativo y estadísticamente significativo.

Combinación de los modelos TE y ED

La comparación intuitiva de los modelos TE y ED presentados anteriormente puede hacerse de manera más rigurosa al combinarlos en un modelo más general. La especificación general aclara todos los aspectos estadísticos involucrados en la comparación del modelo TE, donde todos los movimien-

importancia relativa del componente cíclico y atribuya una fracción mayor al componente permanente de la variación total de los precios. Esto no es siempre el caso. Sin embargo, dependiendo del proceso estocástico que sigan las series, es posible que el componente cíclico se haga mayor, en lugar de menor. Ver Cuddington y Winters (1987).

¹¹ Si no es estacionario, el modelo está mal especificado y se requieren más diferenciaciones.

tos de precios cerca de su tendencia exponencial de largo plazo se consideran cíclicos, y el modelo ED, donde pueden identificarse tanto los desplazamientos permanentes de la trayectoria tendencial como las fluctuaciones cíclicas alrededor de ella. El modelo general es el siguiente:

$$ly(t) = a + b \text{ TIEMPO} + e(t) \quad (4)$$

donde $(1 - pL) A(L) e(t) = B(L) u(t) \quad (5)$

Las innovaciones $u(t)$ en (5) son ruidos blancos, y la parte autorregresiva del proceso estocástico se factoriza en un término aislado $(1 - pL)$. Se supone que $A(L)$ es invertible y que $B(L)$ es un operador polinomial estable de rezago, de manera que $B(L)/A(L)$ también es estable. En el caso de que el proceso estocástico de los precios en (5) tuviera una raíz p igual a la unidad, el modelo se reduce al modelo estacionario ED. Es decir, la primera diferencia (4) en el caso $p = 1$ en (5) nos lleva al modelo ED (2) y (3).

Sin embargo, cuando $p = 1$ surgen problemas serios en la estimación del modelo (4), porque la perturbación $e(t)$ no es estacionaria. Como muestran Plosser y Schwert (1978), la distribución muestral del estimador por MCO no se comporta bien si la perturbación no es estacionaria. La distribución del estimador de MCO no tiene momentos finitos y, más aún, el estimador en general no es consistente (en el caso del modelo de regresión simple, en el que el tiempo es la única variable, el estimador de MCO, aunque sesgado para muestras finitas, es consistente). En un trabajo relacionado, Nelson y Kang (1984) discuten los inconvenientes de utilizar el tiempo como variable en modelos tales como el representado en (4), si es el caso que el proceso $e(t)$ tiene una raíz unitaria. Concluyen que: "pruebas convencionales para tendencias en el tiempo son extremadamente sesgadas hacia el hallazgo de tendencias donde no las hay, y este efecto sólo se mitiga parcialmente con la corrección de Cochrane-Orcutt por autocorrelación" (1984, p. 73). ¿Por qué es importante considerar esto cuando se estudia la hipótesis de Prebisch-Singer? Lo es porque la presencia de una raíz unitaria en el término de error del modelo log-lineal, en el cual se habían basado pruebas anteriores, podría conducir a inferencias estadísticas engañosas. Si la raíz unitaria está presente es esencial que primero se tome la primera diferencia de la ecuación de regresión (1) para obtener (2) - (3), eliminando de esa manera la raíz unitaria y logrando que el proceso estocástico sea estacionario, antes de intentar la estimación del modelo (y, en particular, la tasa tendencial de los precios b).

En resumen, la disyuntiva respecto a cuál de los modelos, ED o TE, es el más apropiado, depende de la presencia o no de una raíz unitaria en el proceso estocástico subyacente. En el resto de esta sección instrumentamos la prueba de Perron (1988) para raíces unitarias en modelos ARMA de orden desconocido en los que hay desplazamientos de la media. Como en

el procedimiento de Said y Dickey (1984), Perron presupone la aproximación del modelo ARMA con un modelo AR de mayor orden. Para probar la hipótesis nula de que hay una raíz unitaria, contra la hipótesis alternativa de que todas las raíces son significativamente diferentes de la unidad, se corre la siguiente regresión:

$$dly(t) = \alpha + b_1 \text{DUM} + b_2 D(1921) + \beta ly(t-1) + B(L)dly(t) + u(t) \quad (6)$$

donde DUM es una variable dicotómica que toma el valor de 1 durante el periodo de 1900 a 1920 y cero posteriormente; y $D(1921)$ es una variable dicotómica igual a 1 en 1921 y a cero en las demás observaciones. $B(L)$ es un polinomio de rezago cuyo orden es suficientemente alto para asegurar que los residuales de (6) son ruido blanco. Bajo la hipótesis de una raíz unitaria, $\beta = 0$. Como es bien sabido, para el modelo análogo que no considera desplazamientos de la media (ver Fuller, 1976, y Dickey y Fuller, 1979), el estadístico t de la regresión $\tau = \beta/\sigma$, donde σ es el error estándar del estimador β de MCO, no se distribuye de acuerdo con la distribución usual de la t de Student. Perron (1988, cuadro 3) obtuvo recientemente la distribución asintótica de τ para el caso en que se introduce en la ecuación (6) un desplazamiento exógeno en la media de las series. Cuando ocurre la ruptura en 1921 (de modo que la lambda de Perron iguala 21/83, indicando la fracción de la muestra anterior a la ruptura), el valor crítico al nivel del 10% es aproximadamente -2.97 (interpolado).

Al estimar la ecuación (6) hemos considerado diferentes órdenes de rezagos en el polinomio $B(L)$. Esto porque, por un lado, un truncamiento polinomio de rezago $B(L)$ provoca estimadores inconsistentes de los errores estándar, mientras que con demasiados rezagos provoca una pérdida en el poder de la prueba estadística. Únicamente con cuatro rezagos o menos el estadístico t está por arriba de 2.97 en valor absoluto. Sin embargo, estos valores deben ser considerados con precaución ya que el modelo estimado para $dly(t)$ —en las ecuaciones (15) y (16) que siguen— es un $MA(3)$, el cual no es plausible que se pueda aproximar correctamente con modelos AR de orden tan bajo. Por otro lado, el valor de t para rezagos mayores se contrae monotónicamente de -2.71 con 5 rezagos, a -2.46 con 8 rezagos.¹² Por tanto, con base en la prueba de Perron, concluimos que la hipótesis nula de que la serie de tiempo de Grilli-Yang tiene una raíz unitaria no puede rechazarse. Como consecuencia, preferimos el modelo ED sobre el TE. No obstante, debido a que el modelo TE se ha utilizado extensivamente en la literatura sobre los términos netos de intercambio, en la siguiente sección, presentamos los resultados de ambos modelos.

¹² Para quienes consideren que ocho rezagos son excesivos (ya que eso puede implicar una pérdida en el poder de la prueba), debe subrayarse que el octavo rezago de $dly(t)$ es estadísticamente significativo.

IV. La estimación del modelo estacionario tendencial (TE)

Como se discutió en la sección II, el índice de precios reales de las mercancías, $y(t)$, parece caer abruptamente después de 1920. Para obtener una estimación de la magnitud del desplazamiento estructural después de ese año se introduce ahora una variable dicotómica DUM (definida anteriormente) en la ecuación (7).¹³ Para probar la hipótesis de Prebisch-Singer de un deterioro secular en los precios relativos de los bienes primarios hay que preguntarse si, después de una corrección apropiada de la correlación serial y de los cambios estructurales, existe evidencia de alguna tendencia estadísticamente significativa en la siguiente regresión:

$$ly(t) = \begin{matrix} 0.774 \\ (0.351) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.393\text{DUM} \\ (6.491) \end{matrix} - \begin{matrix} 0.000\text{TIEMPO} \\ (-0.331) \end{matrix} + e(t) \quad (7)$$

en donde la perturbación estocástica sigue un esquema AR(2):

$$e(t) = \begin{matrix} 0.775e(t-1) \\ (7.054) \end{matrix} - \begin{matrix} 0.271e(t-2) \\ (-2.445) \end{matrix} + u(t) \quad (8)$$

$s = 0.088$, y $Q(12) = 5.957$.

El error estándar de la regresión, s , es igual a 0.088 y está considerablemente más abajo que la propia desviación estándar de $ly(t)$. El coeficiente estimado de DUM en (7) es altamente significativo y sugiere que hubo un desplazamiento drástico hacia abajo en el nivel de $ly(t)$ después de 1920. (En todo este trabajo los números que se encuentran entre paréntesis abajo de los coeficientes estimados son los estadísticos t .) El valor del estadístico Box-Pierce, $Q(12)$, no indica que el orden de la correlación serial sea bajo (< 13).¹⁴ La característica más sobresaliente de los resultados de la regresión en las ecuaciones (7) y (8) es la insignificancia del coeficiente de la variable TIEMPO. Además de la caída permanente del nivel de $ly(t)$ en 1921, la cual es capturada por la variable dicotómica DUM, no hay evidencia de un

¹³ En este trabajo se utilizarán variables dicotómicas para formalizar desplazamientos estructurales, como tradicionalmente se hace en análisis de regresión. Pueden construirse modelos más generales utilizando el "análisis de intervención" de Box y Tiao (1975).

¹⁴ El estadístico $Q(k)$ tiene una distribución ji-cuadrada con k grados de libertad bajo la hipótesis nula de no autocorrelación de orden uno a k . Por otra parte, también consideramos una versión de la regresión (7) con la variable $\text{DUM} * \text{TIEMPO}$, de modo que no sólo se permite el desplazamiento de la intersección, sino también del coeficiente de TIEMPO. Sin embargo, en el modelo de menor orden dicho coeficiente se mantuvo como estadísticamente no significativo, a un nivel del 5%, antes y después de 1920. Cuando se consideraron modelos de orden superior (con rezagos de más de 30 años), la tendencia fue significativamente positiva antes de 1920.

deterioro secular persistente del tipo descrito por Prebisch y Singer.¹⁵ Estos resultados son claramente distintos de los presentados con anterioridad por otros autores. Presumiblemente la introducción de la variable DUM sea la principal responsable de tales diferencias. Supongamos que ignoramos el cambio estructural después de 1920 y que sólo corremos la regresión $ly(t)$ contra el tiempo y una corrección de Cochrane-Orcutt por autocorrelación de primer orden.¹⁶ Lo que obtenemos es una tendencia altamente significativa:

$$ly(t) = 10.827 - 0.006\text{TIEMPO} + e(t) \quad (9)$$

(3.372) (-3.333)

donde:

$$e(t) = 0.708e(t-1) + u(t), s = 0.105Q(12) = 5.164 \quad (10)$$

(9.000)

Nótese que en este modelo el error estándar de la regresión es casi 0.02 mayor que en las regresiones de las ecuaciones (7) y (8). Al analizar los residuales de esta regresión encontramos la preponderancia de residuales positivos en el subperiodo 1900-1920. Esto no es sorprendente, dados los resultados en (7) y (8), donde la inclusión de una variable dicotómica de desplazamiento en la intersección para este periodo nos proporcionó un coeficiente altamente significativo. Obsérvese que una comparación formal de los modelos descritos por las ecuaciones (7) - (8) y (9) - (10), respectivamente, puede realizarse directamente analizando el modelo anterior, puesto que incluye las dos alternativas. De aquí que la significación conjunta de la variable DUM y del componente de la estructura del error AR(2) sea una prueba estadística apropiada para la elección del modelo. Debemos concluir que el descrito por las ecuaciones (7) - (8), en donde la variable TIEMPO no es significativa, es estadísticamente superior al descrito por las ecuaciones (9) - (10), en el que la variable TIEMPO fue significativa.¹⁷

¹⁵ El uso de la variable dicotómica para desplazar la intersección hace que uno se pregunte si los subperiodos 1900-1920 y 1921-1983 difieren únicamente en términos del nivel de $ly(t)$, manteniendo inalterada la tasa tendencial y la naturaleza del proceso estocástico. Para verificar esto, estimamos el modelo de orden menor, ecuaciones (7) - (8), sólo para el periodo de 1923-1983. El modelo AR (2) continúa describiendo mejor el esquema seguido por el error y los coeficientes estimados son virtualmente idénticos a los obtenidos en (8). El coeficiente del TIEMPO se mantuvo como estadísticamente no significativo.

¹⁶ El modelo AR (1) fue la mejor especificación de menor orden cuando se omitió la variable DUM.

¹⁷ Esto puede confirmarse con una prueba estándar de verosimilitud. Si los modelos descritos por las ecuaciones (7) - (8) y (9) - (10), respectivamente, se estiman para el mismo periodo muestral, 1902-1983, sus respectivas funciones de verosimili-

Como se señaló en la sección 1 al revaluar las series de tiempo estudiadas por Spraos (1980), Sapsford (1985a) halló evidencia de un cambio estructural después de 1950. Después de tomar en cuenta esa ruptura, encontró una tendencia negativa en los términos netos de intercambio en el periodo 1900-1980. A la luz de la conclusión de Sapsford, hemos considerado importante agregar variables dicotómicas en la intersección y la pendiente después de 1950.¹⁸ Las nuevas variables son DUM2, la cual es cero antes de 1950 y uno a partir de entonces, y DUM2 * TIEMPO, que permite un cambio en el coeficiente de TIEMPO después de 1950. El resultado fue el siguiente:

$$\begin{aligned}
 \ln y(t) = & 1.223 + 0.425 \text{DUM} + 11.044 \text{DUM2} \\
 & (-0.221) \quad (5.491) \quad (1.327) \\
 & + 0.001 \text{TIEMPO} - 0.006 (\text{DUM2} * \text{TIEMPO}) + e(t), \quad (11) \\
 & (0.227) \quad (-1.317)
 \end{aligned}$$

donde el error sigue un esquema AR(2):

$$\begin{aligned}
 e(t) = & 0.773e(t-1) - 0.264e(t-2) + u(t) \quad (12) \\
 & (6.920) \quad (-2.364) \\
 & s = 0.087, \text{ y } Q(12) = 6.081.
 \end{aligned}$$

Los coeficientes de DUM2 y DUM2 * TIEMPO no son estadísticamente significativos, lo cual proporciona evidencia de que no hay un cambio estructural después de 1950 cuando se usa el índice de Grilli-Yang. El coeficiente de DUM continúa siendo positivo y altamente significativo, lo que confirma nuestros hallazgos anteriores sobre un desplazamiento hacia abajo en el nivel de precios reales de las mercancías después de 1920. Como anteriormente, no hay ningún movimiento significativo hacia arriba o hacia abajo de los precios.

V. La estimación del modelo estacionario diferencial (ED)

Después de haber analizado la especificación del modelo TE, veamos ahora la del ED, el cual supone que el proceso estocástico de la especificación ge-

tud son iguales a -291.637 y -308.259, respectivamente. Esto nos lleva a un valor del estadístico de prueba (igual a dos veces la razón de las funciones de verosimilitud) de 33.244, que es suficientemente alto con relación al valor crítico, bajo la hipótesis nula de que tanto la variable DUM como AR(2) son cero en las ecuaciones (7) - (8).

¹⁸ Dado el uso frecuente de variables dicotómicas para tomar en cuenta los aparentes desplazamientos estructurales en los datos, valdría la pena llevar a cabo análisis estadísticos más profundos sobre desplazamientos estructurales, de acuerdo con las líneas sugeridas por Brown *et al.* (1975). Sin embargo, su enfoque tendría que extenderse para cubrir situaciones en las que el error sigue un esquema general del tipo ARMA.

neral tiene una raíz unitaria, una hipótesis que la prueba de Perron-Said-Dickey no pudo rechazar. En este caso, las series $ly(t)$ deben diferenciarse primero para alcanzar la estacionalidad. Las series resultantes, denotadas como $dly(t)$, se mostraron en la figura 2. Al identificar y estimar un modelo de series de tiempo de menor orden, pero ignorando la posibilidad de cambios estructurales, se obtiene el siguiente modelo:

$$dly(t) = -0.004 + e(t) \quad (13)$$

(-0.338)

en donde:

$$e(t) = u(t) - 0.267u(t-2), \quad s = 0.109 \quad \text{y} \quad Q(12) = 6.767 \quad (14)$$

(-2.373)

Las funciones ACF y PACF son planas, lo que sugiere que los errores son ruido blanco.¹⁹

En vista del residual negativo tan grande en 1921, y el nivel de desplazamiento que apareció en nuestro análisis empírico de la sección precedente, agregamos al modelo anterior la variable dicotómica $D(1921)$ (la cual es 1 únicamente en 1921 y cero en los otros casos). Dicha variable resulta ser altamente significativa, corroborando así los resultados de la regresión logarítmica del caso anterior, en el que se utilizó la variable DUM.

$$dly(t) = 0.003 - 0.562D1921 + e(t) \quad (15)$$

(0.310) (-5.990)

$$e(t) = u(t) - 0.354u(t-2) - 0.258u(t-3) \quad (16)$$

(-3.065) (-2.201)

$s = 0.092$, y $Q(12) = 6.745$.

Tal como fue en el modelo similar sin la variable dicotómica, la tendencia de la tasa (ahora reflejada en el término constante), no es significativamente diferente de cero. La inclusión de la variable dicotómica reduce el error estándar de la regresión de 0.109 a 0.092. También cambia la especificación formulada del proceso estocástico de $MA(2)$ a $MA(3)$. Nótese que el estimado de la tendencia en los precios relativos de las mercancías en términos de manufacturas es + 0.3% por año.

¹⁹ Cuando se consideraron mayores rezagos se encontró un "pico" en el rezago 16. Se descubrió la misma característica en los modelos de orden superior. No obstante, las conclusiones relacionadas con la tendencia utilizando tales modelos, son las mismas que las que se obtienen de los modelos de menor orden comentados aquí. Para mayores detalles ver Cuddington y Urzúa (1986).

*Evidencias sobre la hipótesis de Prebisch-Singer
a partir de los modelos TE y ED*

Al comparar los modelos de series de tiempo estimados, vale la pena subrayar que ninguna especificación proporciona evidencia alguna de un deterioro secular de los precios reales de las mercancías, excepto por la caída de los precios en 1921. Sólo es posible llegar a la conclusión de que ha ocurrido un deterioro sostenido en los precios durante el periodo de 1900 a 1983 si, erróneamente, se ignora esta única caída permanente.

Consideramos una interpretación alternativa de nuestros resultados. Se podría argumentar que realmente confirman la hipótesis de Prebisch-Singer. Rechazamos esta interpretación sobre bases semánticas. De la discusión de Prebisch y Singer (centrada, por ejemplo, en el efecto diferencial del cambio tecnológico sobre los precios de bienes primarios) es aparente que al referirse a un deterioro "secular" de los TPI, ellos entendían un fenómeno *persistente, sostenido* (posiblemente oscurecido por fuertes movimientos cíclicos), no una caída única ocurrida después de la primera guerra mundial.

• Movimientos cíclicos en el índice de precios de las mercancías

Aunque los modelos TE y ED nos conducen a las mismas conclusiones en relación con la tendencia de los precios, sus implicaciones son distintas en cuanto a la descripción de los movimientos cíclicos de los precios de las mercancías. El modelo TE implica que todas las fluctuaciones de precios alrededor de la tendencia determinista (la cual en este caso tiene una pendiente igual a cero) tiene que verse como cíclica mientras que la tendencia determinista refleja cambios en los componentes permanentes de los precios. Por otro lado, el modelo ED permite la descomposición de las variaciones de precios en dos componentes, uno cíclico y otro permanente, siendo el segundo estocástico más que determinista.

Al utilizar el modelo ED en lugar del TE para describir el proceso estocástico subyacente generado por los precios de las mercancías, es posible componer los choques de precios en componentes cíclicos y permanentes utilizando la técnica de Beveridge y Nelson. Hecho esto, entonces podemos preguntarnos ¿qué fracción de un efecto de precios debe verse como permanente?, ¿tienen también los movimientos de precios un componente cíclico? Si tal es el caso, ¿qué tan extenso es el ciclo y cuál es el horizonte que se espera adopte?

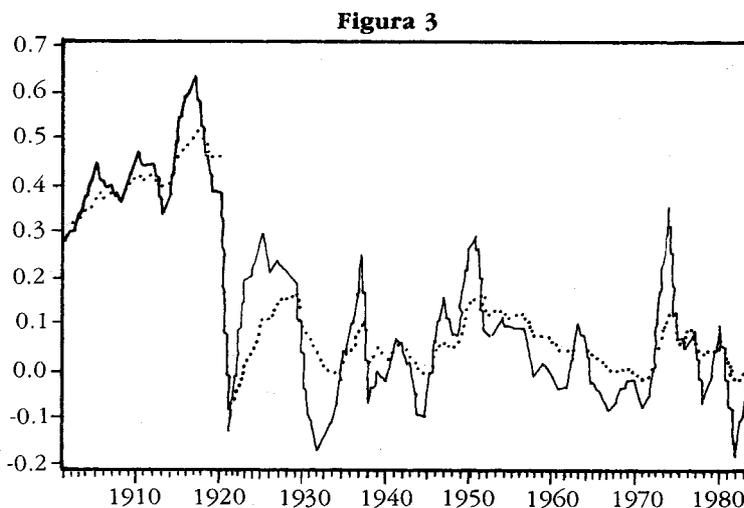
Si elegimos el modelo descrito por las ecuaciones (15) - (16) hay que decidir cómo tratar a la variable dicotómica. El enfoque que hemos adoptado es incluir el desplazamiento completo en el componente permanente de

las series de precios de 1921, antes que en el ciclo.²⁰ La descomposición resultante se muestra en las figuras 3 a 5.

El cambio en el componente permanente de los precios que sigue a una variación se encuentra al calcular el efecto de la variación sobre el estado estacionario estocástico (i.e. en ausencia de choques futuros adicionales) del proceso estadístico estimado. Como se explica en Cuddington y Winters (1987), la manera más sencilla de llevarlo a cabo es por medio del análisis de la llamada *función de ganancia* para el proceso estocástico. La función de ganancia para el modelo descrito por (15) - (16) se obtiene fijando el operador de rezagos L igual a 1, lo que nos proporciona el impacto de la variación actual $u(t)$ en el componente permanente de $ly(t)$:

$$dlyp(t) = 0.003 - 0.562D(1921) + (1 - 0.354 - 0.258) u(t) \quad (17)$$

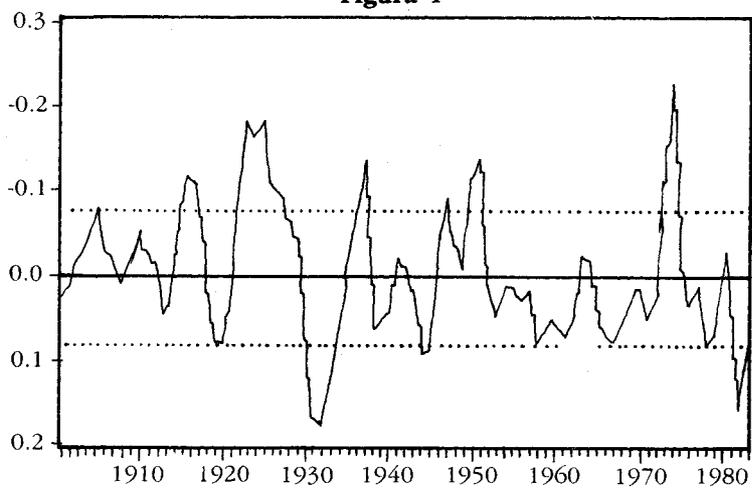
Por tanto, en ausencia de cualquier choque de precios, el componente permanente de los precios relativos de las mercancías crece a la tasa de su tendencia histórica, 0.3% al año (nótese que elegimos utilizar 0.3% al año el punto estimado en la ec. (13), cuando se calculó el cambio en el componente permanente de los precios, aun cuando este punto no resultó ser es-



Índice real de precios de bienes primarios (en logs). Precio real. Componente permanente.

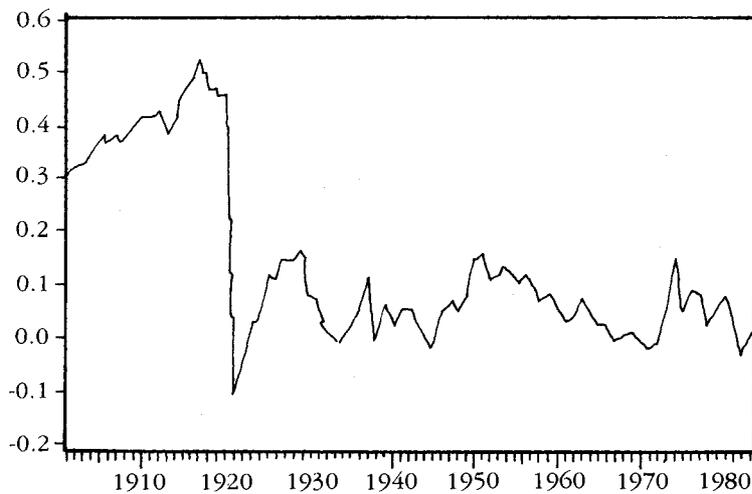
²⁰ Si se excluye la variable dicotómica para llevar a cabo la descomposición, los resultados son un poco distintos: se estimó que alrededor del 73% de cada variación del periodo era permanente, y el resto cíclico con dos periodos de duración (no tres como en el caso del modelo anterior descrito por las ecuaciones (15) - (16)).

Figura 4



Movimientos cíclicos. Componente cíclica

Figura 5



Movimientos seculares. Componente permanente.

tadísticamente diferente de cero). Esquemmatizando este supuesto, significa que la trayectoria de crecimiento de $ly(t)$ tiene una pendiente 0.003. La inclusión de $D(1912)$ en la función de ganancia asegura que lyp se desplome 0.562 en 1921, cuando ocurre el cambio estructural.

Las consecuencias de la variación $u(t)$ en (17) son dos. En primer lugar, la senda de crecimiento de $ly(t)$ se desplaza $(1 - 0.354 - 0.258) u(t)$, i.e. $0.388 u(t)$, en el periodo donde se manifiesta la modificación, causando el cambio de $lyp(t)$ en el periodo hacia un valor mayor o menor que su tasa tendencial (0.3%), dependiendo del signo de $u(t)$. Por tanto, un cambio en los precios de alrededor del 39% debe considerarse como "permanente". En segundo lugar, la modificación pone en movimiento una variación cíclica de los precios alrededor de la tendencia desplazada. En ausencia de más modificaciones, no se presentan otros desplazamientos de la tendencia de la trayectoria de precios en sí misma y los precios verdaderos eventualmente convergen a esta trayectoria estable.

La naturaleza de las desviaciones cíclicas de los precios respecto a su nivel permanente depende del proceso ARMA que describe el proceso estocástico. En el presente modelo, descrito por las ecuaciones (15) - (16), los componentes MA(2) y MA(3) del proceso estocástico son negativos, por lo que inferimos que una variación de $u(t)$ unidades, la cual desplaza la tendencia hacia arriba por $0.388 u(t)$, deja a $ly(t)$ arriba de su tendencia por $(1 - 0.388) u(t)$ en el periodo corriente t , y en el subsiguiente $t + 1$. Sin embargo, en el periodo $t + 2$, $e(t + 2)$ se desploma debido a $0.334 u(t)$; en $t + 3$, $e(t + 3)$ cae adicionalmente $0.258 u(t)$, y de ahí en adelante ly regresa a su trayectoria tendencial. En resumen, los choques de precios persisten durante tres periodos hasta que se restablece el equilibrio de largo plazo.²¹

VII. Conclusiones

En este trabajo se ha reevaluado la validez empírica de la hipótesis de Prebisch-Singer que sostiene que los precios relativos de los bienes primarios, en términos de los manufacturados, se caracterizan por un deterioro secular. Al aplicar técnicas de series de tiempo al índice de precios de bienes no petroleros de Grilli y Yang (deflactados por MUV) y permitiendo las posibilidades de cambios estructurales, concluimos que los "hechos estili-

²¹ Si se utiliza un modelo de mayor orden, únicamente el 15% de la variación promedio del precio de las mercancías se considera permanente: el 85% del choque es temporal o cíclico, y se desvanece después de 16 años. Más aún, el punto estimado de la tasa tendencial de crecimiento fue sorprendentemente alto (0.8% al año). Aunque el coeficiente no fue estadísticamente significativo, su influencia en la función de ganancia dominó el cálculo del componente permanente de las series de precios, produciendo una descomposición inverosímil. Creemos, pues, que la descomposición basada en el modelo de menor orden descrito aquí es superior a la basada en el modelo de mayor orden. Ver Cuddington y Urzúa (1986, pp. 39-40).

zados” que están detrás de la hipótesis de Prebisch-Singer deben cambiarse: los precios de bienes primarios (relativos a los de las manufacturas) experimentaron una abrupta caída después de 1920. Sin embargo, aparte de este desplazamiento estructural, no hay evidencia de una tendencia decreciente, persistente o continua en los precios relativos reales de los bienes primarios. Es decir, es inapropiado describir el movimiento de los precios reales de los bienes primarios, desde el cambio del siglo, como un “deterioro secular”.

En la segunda parte de este estudio se aplicó una técnica estadística diseñada por Beveridge y Nelson (1981) para descomponer los precios de bienes en dos componentes, uno cíclico y otro permanente. La utilización de esta técnica sugiere que alrededor del 39% de un choque promedio en los *TENI* debe considerarse permanente, mientras que el 61% restante es cíclico y desaparece en tres años (en ausencia de más choques).²²

Finalmente, desde el punto de vista metodológico, nuestro estudio demuestra la utilidad potencial de la técnica de descomposición de Beveridge-Nelson como herramienta descriptiva para el análisis de series de tiempo económicas; en este caso, precios de mercancías. Creemos que es una manera útil de resumir algunos “hechos estilizados”. Sin embargo, al ser una técnica univariada, puede o no ser un buen sustituto de modelos económicos estructurales más detallados.

Traducción:
Luz Elena Reyes

Bibliografía

- Banco Mundial (1982), *Price Prospects for Major Primary Commodities*, Reporte 8141-2, vol. 1, Washington.
- Beveridge, S. y C. R. Nelson (1981), “A New Approach to Descomposition of Economic Time Series Into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the ‘Busines Cycle’”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, marzo, pp. 151-174.
- Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970), *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, San Francisco: Holden Day.
- _____ y G.C. Tiao (1975), “Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 70, marzo, pp. 70-79.
- Brown, R.L., J. Durbin y J.M. Evans (1975), “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time”, *Journal of the Royal Statistical Society*, series B, vol. 37, núm. 2, pp. 149-192.

²² Una advertencia: el comportamiento de los precios individuales de las mercancías, estudiados en Cuddington y Urzúa (1986 y 1987), varían considerablemente. Esto quiere decir que las conclusiones dadas aquí referentes a ambos componentes, permanente y cíclico, no deben extenderse a casos individuales. Más aún, hemos encontrado que en dichos casos puede haber tendencias seculares (negativas o positivas), y que el modelo *TE* puede ser preferido al *ED*.

- Cuddington, J.T. y C.M. Urzúa (1986), "Trends and Cycles in Primary Commodity Prices", Working paper, Departamento de Economía de la Universidad de Georgetown.
- _____ (1987), "Primary Commodity Prices: A Time-series Analysis of Trends and Cycles", Working Paper, Departamento de Economía de la Universidad de Georgetown.
- _____ y L.A. Winters (1987), "The Beveridge-Nelson Decomposition of Economic Time Series: A Quick Computational Method", *Journal of Monetary Economics*, vol. 19, enero, pp. 125-127.
- Dickey, D.A., y W.R. Bell (1986), "Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications", *American Statistician*, vol. 40, febrero, pp. 12-26.
- _____ y W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of The American Statistical Association*, vol. 74, junio, pp. 427-431.
- Friedman, M. y A.J. Schwartz (1963), *A Monetary History of the United States: 1867-1960*, Princeton, Princeton University Press.
- Fueller, W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, Nueva York, Wiley.
- Grilli, E.R. y M.C. Yang (1988), "Primary Commodity Prices, Manufactured Goods Prices, and Terms of Trade of Developing Countries: What the Long Run Shows", *World Bank Economic Review*, vol. 2, enero, pp. 1-48.
- Nelson, C.R. y H. Kang (1984), "Pitfalls in the Use of Time Series as an Explanatory Variable in Regression", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 2, pp. 73-82.
- Nelson, C.R. y C.I. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, septiembre, pp. 139-162.
- Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", manuscrito de la Universidad de Princeton.
- Plosser, C.I. y G.W. Schwert (1978), "Money, Income and Sunspots: Measuring Economics Relationships and the Effects of Differencing", *Journal of Monetary Economics*, vol. 4, noviembre, pp. 637-660.
- Prebisch, R. (1950), *The Economic Development of Latin America and its Principal Problems*, Naciones Unidas, Lake Success.
- Said, S.E. y D.A. Dickey (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving-average Models with Unknown Order", *Biometrika*, vol. 71, diciembre, pp. 599-607.
- Sapsford, D. (1985a), "The Statistical Debate on the Net Barter Terms of Trade Between Primary Commodities and Manufactures: A Comment and Some Additional Evidence", *Economic Journal*, vol. 95, septiembre, pp. 781-788.
- _____ (1985b), "Real Primary Commodities Prices: An Analysis of Long Run Movements", Fondo Monetario Internacional, documento DM/85/31, Washington.
- Scandizzo, P.L. y D. Diakosawas (1987), "Instability of the Terms of Trade of Primary Commodities: 1900-1982", FAO Documento de Desarrollo Económico y Social, núm. 64, FAO, Roma.
- Singer, H. (1950), "The Distributions of Gains Between Investing and Borrowing Countries", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 40, mayo, pp. 473-485.
- Spraos, J. (1980), "The Statistical Debate on the Net Barter Terms of Trade Between Primary Commodities and Manufactures", *Economic Journal*, vol. 90, marzo, pp. 107-128.
- Thirwall, A.P. y J. Bergevin (1985), "Trends, Cycles and Asymmetries in the Terms of Trade of Primary Commodities from Developed and Less Developed Countries", *World Development*, vol. 13, julio, pp. 805-815.