

ALEXANDER SARRIS (*)

¿Ha aumentado la inestabilidad de los mercados internacionales de cereales? (**)

1. INTRODUCCIÓN

La incertidumbre y la inestabilidad son elementos habituales en los mercados mundiales de materias primas y los de cereales no constituyen una excepción. El primero de estos problemas se debe al condicionamiento de dichos mercados por numerosos factores cuya predicción resulta difícil o imposible, como la dependencia del rendimiento respecto a las condiciones medioambientales y las consiguientes variaciones de la producción, el comportamiento imprevisible de la demanda (basado, por ejemplo, en acontecimientos políticos impredecibles o fluctuaciones en mercados relacionados), los cambios tecnológicos no anticipados, etc. La inestabilidad se vincula al modo en que los diversos participantes en los mercados, incluida la Administración, responden a la incertidumbre. Así, si la demanda es muy inelástica respecto a los precios, la ines-

157

(*) Catedrático de Economía en la Universidad de Atenas, Grecia.

(**) El presente artículo se basa en un estudio de mayor amplitud elaborado por la División de Materias Primas de la Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación. El autor desea agradecer a Panos Konandreas, Abdolreza Abbasian, Till Stoll y Koji Yanagishima su ayuda en diversas partes del estudio. Asimismo, deben mencionarse los comentarios y sugerencias realizados respecto a una versión anterior del mismo por Abdolreza Abbasian, Maurizio deNigris, James Greenfield, AliArslan Gurkan, Panos Konandreas, Myles Mielke, Herbert Ryan, Ramesh Sharma, Till Stoll y F. Yamakazi. La responsabilidad por las omisiones y los errores cometidos corresponde al autor.

tabilidad de éstos se deberá en gran medida a un determinado grado de variabilidad de la producción. Si, por el contrario, la elasticidad es muy elevada, el mismo grado de incertidumbre en la producción generará una inestabilidad de precios menor. Por tanto, este factor depende fundamentalmente del comportamiento de los agentes del mercado. La inestabilidad de precios y, más en general, de mercados en el caso de los cereales ha sido objeto de interés durante mucho tiempo por parte tanto de consumidores y productores privados, como de las administraciones. La razón de esta preocupación es que la volatilidad de los mercados, sobre todo en lo que se refiere a las variaciones de precios imprevistas en respuesta a crisis exógenas o endógenas, puede dar lugar a transferencias de renta repentinas y de gran cuantía entre sus diversos participantes. Es natural que estos movimientos preocupen a todos los interesados, incluidas las administraciones, que deben procurar el bienestar de sus ciudadanos. Por ejemplo, las grandes subidas de precios en el mercado de cereales experimentadas a principios del decenio de 1970 provocaron importantes aumentos en las facturas de importación de estos productos de los países en desarrollo y el consiguiente temor de que la seguridad alimentaria de muchos grupos vulnerables pudiese resultar perjudicada. Igualmente, los precios bajos registrados en algunos años en respuesta, por ejemplo, a la obtención de cosechas abundantes o la reducción de las importaciones efectuadas por los importadores tradicionales, pueden dar lugar a la quiebra de muchos agricultores en los países exportadores o a la necesidad de conceder grandes subvenciones públicas.

Es lógico que el interés por la inestabilidad de precios y mercados se eleve siempre que se produzcan grandes aumentos o reducciones generales de precios, como ha ocurrido en los últimos años debido al gran incremento registrado. Un objeto de estudio relativamente nuevo en este campo consiste en determinar si el carácter de la inestabilidad de los mercados mundiales de cereales ha variado en el último decenio. Hay varios factores que invitan a pensar en la posibilidad de diversos cambios. Por ejemplo, el comercio mundial se ha liberalizado y el papel desempeñado por las administraciones en las intervenciones en los mercados de cereales se ha reducido. Varios de los principales países productores (China, antigua Unión Soviética, Europa Oriental) son objeto de una reestruc-

turación económica significativa. Los cambios tecnológicos en la producción pueden haber dado lugar a la obtención de rendimientos cerealistas más inestables. La revolución de las comunicaciones ha mejorado la integración de los mercados regionales.

El objeto del presente artículo es realizar un análisis del carácter cambiante de la incertidumbre y la inestabilidad en los mercados mundiales de cereales. En el apartado 2 se examinan algunas cuestiones conceptuales. En el apartado 3 se describen los datos utilizados y se analizan las tendencias estocásticas de las series anuales. En el apartado 4 se estudia la variabilidad interanual de los precios de los cereales y, en el 5, la intraanual. En el último apartado se resumen los argumentos utilizados y se formulan recomendaciones para un análisis ulterior.

2. ALGUNAS CUESTIONES CONCEPTUALES

Antes de embarcarse en un análisis empírico, resulta útil resolver ciertas cuestiones conceptuales referentes a la inestabilidad. La primera alude al índice apropiado que debe utilizarse para medir este factor en un mercado de materias primas en general y en uno de cereales en particular. Un mercado está compuesto por múltiples participantes y son asimismo numerosas las variables que lo determinan, tanto del lado de la oferta, como del de la demanda. No obstante, se admite comúnmente que el desarrollo y la integración de los mercados de cereales es adecuada, en el sentido de que son «focales» y ofrecen señales de referencia de su situación a escala mundial. Por ejemplo, el de Chicago es, probablemente, el mercado de trigo más importante del mundo y precios de referencia como el del Chicago Board of Trade para los contratos de futuros y al contado son considerados comúnmente como las principales señales indicativas a escala internacional para conocer la situación del mercado de dicho producto. Esto no significa que no haya otros precios indicativos apropiados. Así, en el caso del trigo, el precio US Gulf también se utiliza como referencia en relación con las exportaciones de esta materia prima. Del mismo modo, en todos los países existen precios indicativos para la mayoría de los productos. En general, éstos están rela-

cionados con los precios focales en cuanto que tienden a experimentar evoluciones similares en respuesta a acontecimientos importantes (Mundlak y Larson, 1992). Obviamente, los sucesos localizados pueden dar lugar a desviaciones temporales de los precios reales respecto de los indicativos.

La argumentación anterior pone de relieve que, en general, es el precio (al contado o a plazo) la señal que se considera esencial para determinar la situación de un mercado de materias primas. Esta opción es apropiada, ya que los precios constituyen medidas que resumen las condiciones en las que los participantes en un mercado están dispuestos a realizar transacciones. Aunque éste podría no ser el caso en otros mercados en los que las características de las transacciones pueden ser importantes (por ejemplo, las condiciones objeto en general de una observación deficiente, como las de financiación), en los de materias primas, dichas características son menos significativas, ya que los productos son relativamente uniformes o fácilmente distinguibles en cuanto a calidad y se comercian con facilidad en diversas cantidades en los mercados al contado. Además, los mercados mundiales de materias primas están constituidos por numerosos participantes, son bastante líquidos y se caracterizan por la abundancia de información difundida pública y ampliamente. En tales condiciones, los participantes pueden reaccionar con rapidez ante un cambio de circunstancias, lo que se refleja de forma inmediata en la variación de los precios. Por tanto, éstos suelen constituir buenos indicadores generales de la situación del mercado.

Si los precios se aceptan como medidas que resumen la situación de la oferta y la demanda en un mercado de materias primas, se plantea la cuestión relativa a la descripción apropiada de la inestabilidad del mercado. Una medida de cómputo sencillo es la variación de los precios de un período a otro (diaria, mensual o anual). Esta referencia podría ser adecuada si todas las alteraciones de los precios entre períodos fueran imprevistas y, por consiguiente, desconocidas. No obstante, éste no es el caso, puesto que en muchas ocasiones las variaciones de precios se prevén en respuesta a resultados del mercado conocidos. Por ejemplo, en un mercado de cereales cerrado, se prevé que el precio en el período inicial de cosecha sea inferior al que se registrará en el período posterior. Este

tipo de variación estacional en el transcurso del año no puede considerarse parte de la inestabilidad de precios. Podrían tenerse en cuenta las influencias conocidas sobre las variaciones periódicas, con el fin de aislar los acontecimientos imprevistos realmente aleatorios, pero esta tarea no siempre resulta sencilla, ya que estos factores pueden cambiar con el tiempo.

Una forma relacionada de medir la inestabilidad consiste en construir un modelo del precio correspondiente a la «tendencia» subyacente. Así, la inestabilidad puede definirse como la desviación del precio observado respecto a la tendencia. Obviamente, el problema consiste en la dificultad para la determinación de ésta. La tendencia para el período t debe definirse como la expectativa del mercado respecto al precio en dicho período, basada en la información disponible hasta algún período previo (por ejemplo, s períodos anteriores). Puesto que la información en el momento $t-s$ será una función de t y s , es decir, cambiará de un período a otro, el precio de tendencia definido de este modo será una variable inestable y su medición no resultará sencilla.

La cuestión anterior es sutil e importante. Considérese, por ejemplo, el problema que supone definir una línea de tendencia para el período t , disponiendo de información hasta el período $t-1$. Esta línea, si se pretende que resuma toda la información acumulada hasta $t-1$, debe incluir los valores realizados de las variables de mercado hasta $t-1$, como el precio en ese momento. Por otra parte, si en la tendencia sólo debe tenerse en cuenta los sucesos «a largo plazo» y de transformación lenta, como los cambios tecnológicos, etc., no han de considerarse dichos valores realizados, sino los de otras variables afines que no cambian necesariamente de un período a otro, como una simple tendencia temporal. No cabe duda de que la magnitud de la inestabilidad será evaluada de un modo distinto de acuerdo con cada definición y, por tanto, es necesario establecer con precisión los supuestos adoptados al definir la «tendencia» o la «expectativa» subyacente, puesto que las desviaciones respecto a la misma constituyen la inestabilidad. En el marco de la moderna teoría de la cointegración, se han emprendido varias iniciativas encaminadas a la definición y la estimación de «tendencias estocásticas», pero parece no existir un consenso respecto a la práctica más adecuada (véase el reciente análisis de esta cuestión en los artícu-

los de Granger (1997), Pesaran (1997) y Harvey (1997) publicados en el *Economic Journal*).

3. DATOS Y TENDENCIAS DE LOS PRECIOS CEREALISTAS INTERANUALES

En el presente apartado se trata de determinar si la variabilidad interanual de precios en los mercados mundiales de cereales ha cambiado en los últimos 25 años. Para analizar esta cuestión se utilizaron datos de precios mensuales procedentes de los mercados indicativos. Son los siguientes. Para el trigo, se eligió el precio del US Gulf N.º 2 duro, ordinario, de invierno, fob. En el caso de los cereales de grano grueso, se optó por el precio del maíz US Gulf N.º 2 amarillo, fob; y en el del arroz, el Thai Bangkok blanco al 5 por ciento, quebrado, fob. Todos se expresan en dólares por tonelada métrica (tm). El deflactor de precios al consumo mensuales de Estados Unidos (cuya media es 100 para el año 1983) se utilizó para deflactar los datos mensuales. El IPC de Estados Unidos se dividió entre 100, de forma que los precios reales de los cereales obtenidos figuran en dólares de 1983 por tonelada métrica (obviamente, el año base no se tiene en cuenta). La utilización del IPC de Estados Unidos se justifica, en primer lugar, por la necesidad de contar con una serie de precios reales, ya que no es aconsejable considerar tensiones inflacionistas como factores de inestabilidad de las materias primas, y, en segundo lugar, porque las series mensuales de este índice se encuentran disponibles para un período muy largo, lo que facilita posibles ampliaciones del presente trabajo. Podrían haberse aplicado otros deflatores, como el deflactor de precios al por mayor de Estados Unidos, etc., pero dada su estrecha correlación, no es de esperar que estas medidas afecten mucho a los resultados.

Con los datos mensuales deflactados se obtuvieron dos tipos de medias simples anuales. La primera, para los años naturales, y la segunda, para los años agrícolas, de julio a junio. A priori, sería deseable trabajar con precios de las temporadas agrícolas, puesto que estos parecen más pertinentes en relación con el componente principal de la producción y el comercio mundial del trigo y el maíz. La correlación de los precios de los años naturales con los de las temporadas agrícolas

es elevada (las regresiones simples de los primeros respecto a los segundos ofrecen coeficientes próximos al 0,9 y R cuadrado corregida oscila entre el 0,75 y el 0,94). Se realizaron diversas pruebas iniciales respecto a los precios de los años naturales y de las temporadas agrícolas, así como a los precios nominales y reales, aunque éstos son los que tienen un mayor interés y se dividieron en doce series. Los análisis posteriores se centraron en los datos anuales de las cosechas deflactados. En todas las estimaciones econométricas se utilizó el paquete e-Views.

En el gráfico 1 se muestran las trayectorias de las tres series anuales de los precios nominales de cada producto, mientras que en el gráfico 2 se ofrecen las series deflactadas de los mismos precios, que se analizarán a continuación. Puede comprobarse que las series son bastante inestables y que las deflactadas parecen registrar una tendencia a la baja. En todos los casos, el período 1973-1975 se caracteriza por una volatilidad considerable y no parece que se haya repetido desde entonces un período similar.

Gráfico 1

Series anuales de los precios nominales mundiales de cereales

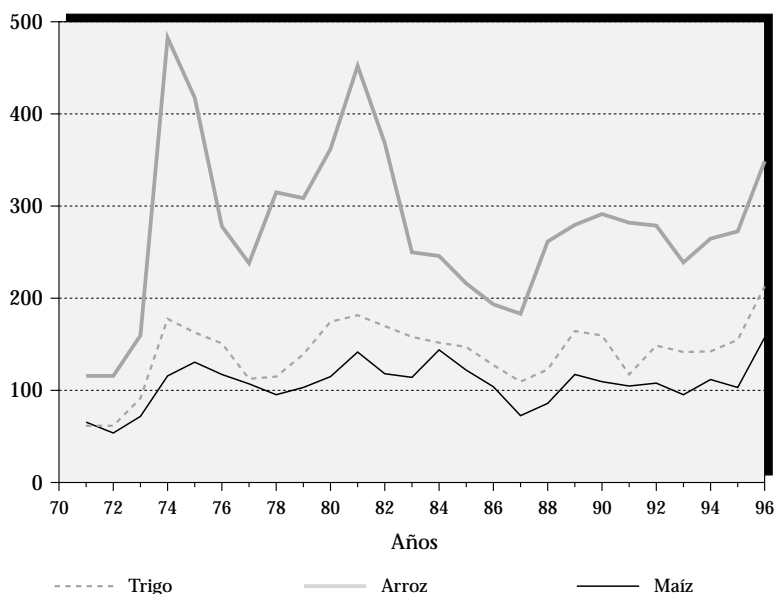
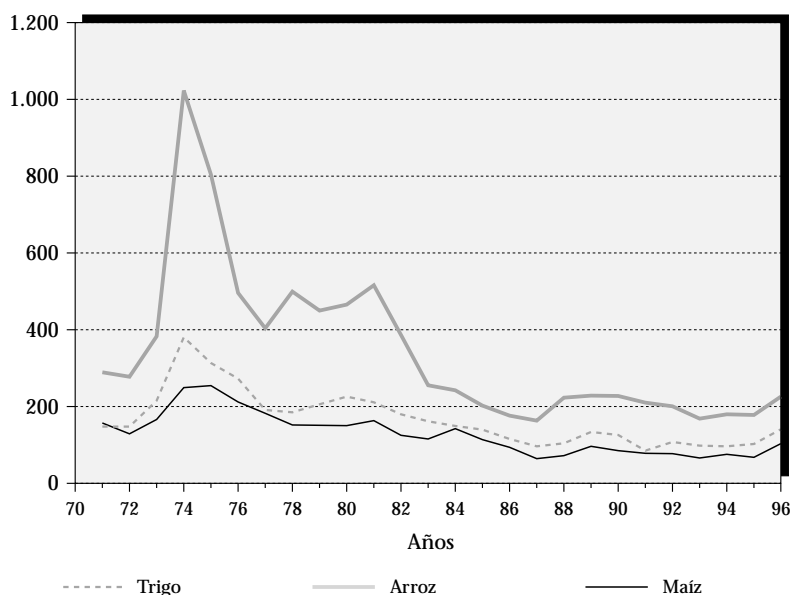


Gráfico 2

Series anuales de los precios reales mundiales de cereales



En la investigación inicial se analizaron las tendencias de las series anuales. Como ya se ha indicado, son las desviaciones respecto a las tendencias definidas con propiedad las que deben considerarse para abordar las cuestiones de inestabilidad. Como primer paso, es importante determinar si las series son estacionarias en tendencia (ET) o estacionarias en diferencias (ED). Las primeras pueden describirse como la suma de una tendencia temporal determinista y un proceso estacionario (aquél cuya media y varianza no se modifican con el tiempo). Los procesos estacionarios en diferencias o de raíz unitaria son aquéllos cuya primera diferencia es un proceso estacionario. La principal disparidad entre los dos tipos, como se ha esbozado en varios libros de texto econométricos recientes, consiste en que, en los procesos ET, las perturbaciones suelen tener efectos temporales, mientras que en los procesos ED, la repercusión de cualquier factor distorsionador tiende a ser permanente [véase, p. ej., Hamilton, (1994 Cap. 15) o Enders (1995, Cap. 8)]. Obviamente, esta distinción es importante para conocer los precios mundiales de los cereales, ya que,

si éstos pueden caracterizarse mediante procesos ED, las tensiones temporales de los precios pueden tener efectos permanentes.

Para comprobar si los precios mundiales anuales de los cereales se caracterizan por procesos ET o ED, se utiliza un procedimiento descrito en Enders (1995: pp. 256-258). Se denota una serie temporal arbitraria por x_t y por Δx_t la primera diferencia de la serie ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$).

El procedimiento consta de los pasos siguientes:

En primer lugar, se estima por mínimos cuadrados (MC) una ecuación de la forma:

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma x_{t-1} + \sum_i^n \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde t denota una tendencia temporal lineal; ε_t el término de error y las letras griegas, los coeficientes. El tamaño del retardo máximo n se determina mediante contrastes de t simples de los coeficientes β_i .

En segundo lugar, se realiza un contraste de Dickey-Fuller ampliado (DFA) para determinar si el parámetro γ que multiplica al término no diferenciado es igual a cero. Este tipo de contrastes se han generalizado en los últimos años en el contexto de la denominada revolución de la raíz unitaria en econometría [para una descripción más detallada de los métodos, véase Hamilton (1994) y Enders (1995)]. Si el contraste pone de manifiesto que el parámetro es distinto de cero, se llega a la conclusión de que la serie no contiene una raíz unitaria y, por tanto es ET. Si el contraste revela que γ es nulo, se procede a comprobar si el coeficiente del término de tendencia es cero en función de ciertos contrastes especializados y, en caso afirmativo, se vuelve a estimar la ecuación sin este término, realizando de nuevo el contraste DFA para comprobar el valor nulo de γ . A continuación se verifica si el término constante equivale a cero y, si es así, vuelve a efectuarse el contraste DFA en una ecuación recalculada. En cada uno de los pasos, si se comprueba que γ no es cero, se interrumpe el proceso y se concluye que la serie no contiene una raíz unitaria. En caso contrario, se acepta la hipótesis de su existencia.

En el cuadro 1 se muestran los resultados de este tipo de contraste en las doce series de precios mundiales inicialmente

Cuadro 1

RESULTADOS DEL CONTRASTE DE RAÍCES UNITARIAS
EN LAS SERIES ANUALES DE PRECIOS MUNDIALES (*)

Producto	Tipo de precio utilizado			
	Año natural		Año agrícola	
	Nominal	Real	Nominal	Real
Trigo	No** (1) (tr)	No*** (1) (tr)	No** (1) (tr)	No*** (1) (tr)
Maíz	No* (1) (c)	Sí (1) (tr)	No** (1) (c)	No*** (1) (tr)
Arroz	No** (1) (tr)	No*** (1) (tr)	No** (1) (tr)	No*** (1) (tr)

(*) Los datos corresponden al período 1970-1996. Las anotaciones en el cuadro indican si se acepta la hipótesis nula de una raíz unitaria y el grado de confianza.

* Rechazo de la hipótesis de la raíz unitaria al 10 por ciento de nivel de significación.

** Rechazo de la hipótesis de la raíz unitaria al 5 por ciento de nivel de significación.

*** Rechazo de la hipótesis de la raíz unitaria al 1 por ciento de nivel de significación.

El número en el primer paréntesis después de cada anotación denota la cantidad de retardos significativos incorporados en el contraste de regresión. En el segundo paréntesis se indica si en este contraste se incluyó una constante más una tendencia (tr), simplemente una constante (c) o ni constante ni tendencia (n).

estimadas para los cereales. En todas las series, se observó que el valor máximo de n en la ecuación [1] era igual a 1 y, en la mayoría de ellas, la exclusión de la tendencia no fue necesaria. En casi todas las series, nominales o reales, basadas en años naturales o temporadas agrícolas, la hipótesis de la raíz unitaria no parece ser válida. De las doce comprobadas, el único caso en el que este supuesto no pudo ser rechazado fue en la serie del precio real del maíz calculado en función del año natural. En el cuadro 2 se ofrecen los resultados de contrastes similares, en los que las series correspondientes consisten en los logaritmos neperianos de los precios relevantes. Dichos resultados coinciden con los del cuadro 1, siendo la serie de precios reales del maíz en función del año natural la única que parece contar con una raíz unitaria. Ninguna de las ecuaciones en las que se utilizan precios reales respecto a años agrícolas presentan dicha raíz.

Dada la considerable inestabilidad experimentada entre 1973 y 1975, como muestran los gráficos 1 y 2, podría suponerse que el comportamiento de la tendencia de los precios difiere antes y después de este período. Si se omiten en la serie los años anteriores a 1976 y se efectúan de nuevo los contrastes de raíz unitaria, como se ha descrito anteriormente, la hipótesis de la existencia de esta raíz vuelve a descartarse en el caso del maíz y del arroz, pero no en el del trigo. Si vuelven a

Cuadro 2

**RESULTADOS DEL CONTRASTE DE RAÍCES UNITARIAS
EN EL LOGARITMO DE LAS SERIES ANUALES DE PRECIOS MUNDIALES (*)**

Producto	Tipo de precio utilizado			
	Año natural		Año agrícola	
	Nominal	Real	Nominal	Real
Trigo	No** (1) (tr)	No** (1) (tr)	No*** (1) (tr)	No*** (1) (tr)
Maíz	No* (1) (c)	Sí (1) (tr)	No** (1) (c)	No*** (1) (tr)
Arroz	No*** (1) (tr)	No** (1) (tr)	No*** (1) (tr)	No** (1) (tr)

(*) Los datos corresponden al período 1970-1996. Las anotaciones en el cuadro indican si se acepta la hipótesis nula de una raíz unitaria y el grado de confianza.

* Rechazo de la hipótesis de la raíz unitaria al 10 por ciento de nivel de significación.

** Rechazo de la hipótesis de la raíz unitaria al 5 por ciento de nivel de significación.

*** Rechazo de la hipótesis de la raíz unitaria al 1 por ciento de nivel de significación.

El número en el primer paréntesis después de cada anotación denota la cantidad de retardos significativos incorporados en el contraste de regresión. En el segundo paréntesis se indica si en este contraste se incluyó una constante más una tendencia (tr), simplemente una constante (c) o ni constante ni tendencia (n).

llevarse a cabo los contrastes de los logaritmos de los precios reales por años agrícolas, la hipótesis de la raíz unitaria no puede rechazarse en ninguna de las series.

Obviamente, los datos de las series no son suficientes para discernir las pautas de estacionariedad estadística que deben deducirse normalmente de series de larga duración, lo que coloca al análisis global de las raíces unitarias bajo cierta sospecha. De hecho, una de las críticas principales recibidas por este tipo de contrastes alude a su escasa capacidad respecto a modelos estacionarios con raíces cercanas a la unidad (Rudebusch, 1993) y su limitada solidez frente a especificaciones alternativas que incluyen tendencias con rupturas (Hendry y Neale, 1991). León y Soto (1995), al estudiar series anuales de precios reales de materias primas para períodos amplios (1900-1992), observaron que, aunque los contrastes de raíz unitaria normalizados no pueden dar lugar al rechazo de la hipótesis de la existencia de ésta en casi todas las series, una vez admitida la posibilidad de rupturas, el rechazo se generalizaba a la mayoría de los casos. En su análisis, utilizando un contraste compatible con las rupturas estructurales, concluyeron que el comportamiento a largo plazo de las series de precios del maíz, el trigo y el arroz no se caracterizaba por una raíz unitaria, y que éstas podían describirse más adecuadamente mediante procesos ET. Esta conclusión es similar a la

obtenida antes, con series ciertamente más breves. No obstante, dada la coincidencia de los resultados en las series de mayor y menor duración, se supondrá a partir de aquí que las series de precios de cereales que se analicen (utilizando datos deflactados de temporadas agrícolas) se caracterizan por procesos ET.

Este supuesto no significa que no existan rupturas estructurales. Se intentó comprobar las tendencias de estos cambios estructurales. Se trata de una cuestión importante, ya que existe la posibilidad de confundirlos con un aumento en la varianza de las series. Se utilizó el procedimiento siguiente: En primer lugar, se adaptó una tendencia lineal a los datos (en forma absoluta o logarítmica). Se comprobó la estabilidad de los coeficientes de esta regresión mediante la utilización de diversos métodos, como la prueba de residuos recursivos (1), el contraste CUSUM, el contraste CUSUM de cuadrados y la prueba de coeficientes recursivos (2). En los casos en que estos contrastes indicaban la existencia de un cambio en los coeficientes de la tendencia en un año, se llevó a cabo un contraste de cambio estructural de Chow para ese año concreto. Para ello, se dividió el período en dos subperíodos indicados por los contrastes de cambio estructural, estimándose tendencias independientes para cada uno de ellos y comprobando si los coeficientes obtenidos en cada regresión eran los mismos.

Los resultados de los contrastes no fueron concluyentes, fundamentalmente por la falta de suficientes grados de libertad, es decir, de número de años de observación. Este problema fue destacado asimismo por León y Soto (1995), que utilizaron series mucho más amplias e, incluso así, se encontraron con dificultades para encontrar un contraste apropiado, ya que los normalizados utilizados en este caso eran muy débiles. En general, parece existir cierto tipo de cambio estructural

(1) En el método de mínimos cuadrados recursivos, la ecuación se estima repetidamente, utilizando submuestras de los datos cada vez más amplias y empezando con el mínimo número posible de observaciones. Las estimaciones de los coeficientes obtenidas en cada regresión se utilizan para realizar una previsión con un período de anticipación. La diferencia entre los valores reales de las series y esta previsión es el residuo recursivo.

(2) El contraste CUSUM consiste en establecer la suma acumulada de residuos recursivos. El contraste CUSUM de cuadrados exige la determinación de la suma acumulada de residuos al cuadrado. La inestabilidad de los parámetros viene indicada por el alejamiento de las sumas acumuladas de un área de significación estimada.

después de 1977 y posiblemente otro después de 1983, pero de nuevo el número de grados de libertad es demasiado exiguo para obtener resultados definitivos.

Podría pensarse en la posibilidad de haber utilizado las series de precios mensuales en lugar de las anuales para aumentar los grados de libertad, después de efectuar los ajustes pertinentes debidos a las variaciones estacionales. Además del problema que plantean estos ajustes que, de acuerdo con las previsiones, no se mantienen constantes en el tiempo, una dificultad esencial de este procedimiento es que las variaciones de un mes a otro de los precios de una materia prima con un ciclo de producción anual son muy diferentes conceptualmente de las de carácter interanual. Las primeras se deben mayoritariamente a respuestas del mercado a un determinado resultado productivo anual y no incluyen las respuestas de los productores, mientras que las segundas sí incluyen estas respuestas a sucesos anuales. La mezcla de ambas daría lugar a la confusión de los dos tipos de inestabilidad.

4. INESTABILIDAD DE LOS PRECIOS ANUALES DE LOS CEREALES

Teniendo en cuenta los resultados anteriores, se decidió eliminar la tendencia de las series de precios mediante la introducción de tendencias lineales simples en los niveles. En los gráficos 3 a 5 se ofrecen los gráficos de las series reales (basados, obviamente, en los datos reales de los años agrícolas), de tendencia lineal y residuales. Evidentemente, tras el período de inestabilidad de principios a mediados del decenio de 1970, no parece haberse atravesado ningún período de inestabilidad excesiva, es decir, de alejamiento de la tendencia. Es interesante subrayar que todas las líneas de tendencia indican unas tendencias de los precios reales a la baja y altamente significativas. En términos reales, incluso después de la más reciente subida de los precios mundiales, los precios de los cereales no parecen superiores respecto a los bajos niveles registrados en el período anterior a 1973. Los últimos aumentos de precios, comparados con los experimentados a mediados del decenio de 1970, no se alejan de forma inhabitual respecto de las tendencias.

Gráfico 3

Evolución de los precios mundiales del trigo reales, ajustados (tendencia lineal) y residuales

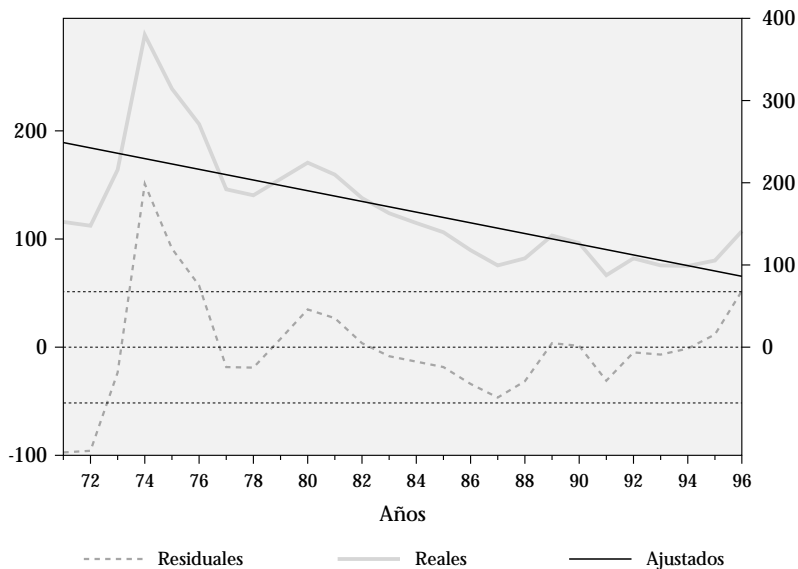


Gráfico 4

Evolución de los precios mundiales del maíz reales, ajustados (tendencia lineal) y residuales

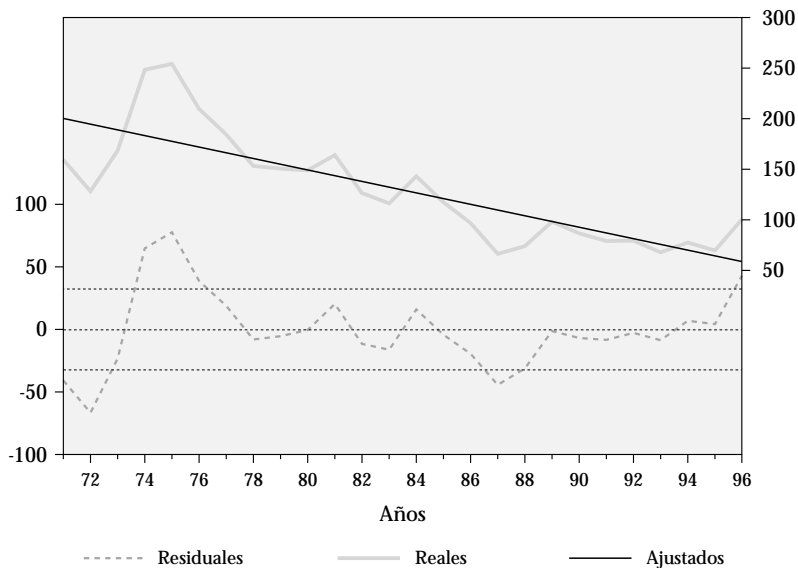
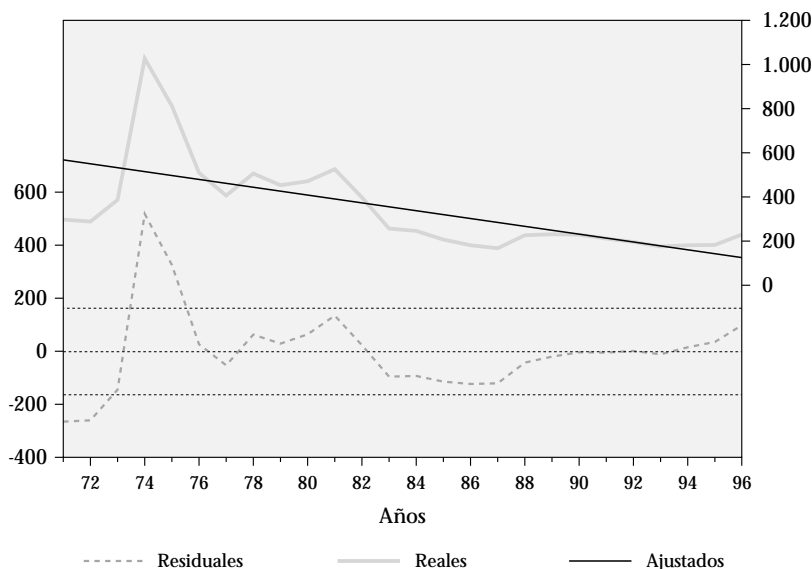


Gráfico 5

Evolución de los precios mundiales del arroz reales, ajustados (tendencia lineal) y residuales



En el cuadro 3 se ofrecen los resultados de la regresión a partir de las tendencias temporales lineales simples y el valor del contraste de especificación de correlación serial de Breusch-Godfrey. Obviamente, todas las tendencias son negativas y significativas. Es evidente asimismo que existe una correlación en serie en los residuos de las regresiones de tendencia. Por tanto, teniendo en cuenta esta observación, se utilizaron técnicas de identificación normalizadas de Box-Jenkins (que examinan las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de los residuos de las regresiones de tendencia) para especificar modelos autorregresivos de medias móviles (ARMA) apropiados para los residuos de las regresiones de tendencia.

En el cuadro 4 se ofrecen los resultados de las regresiones de tendencia lineal de los precios agrícolas mundiales, permitiendo la especificación ARMA de los residuos. Los modelos se caracterizan por la estructura general siguiente:

$$y_t = \alpha + \gamma t + u_t \quad [2]$$

Cuadro 3

RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DE TENDENCIA LINEAL DE LOS PRECIOS ANUALES REALES DE CEREALES RESPECTO A TEMPORADAS AGRÍCOLAS (*)

	Trigo	Maiz	Arroz
Constante	262,240***	211,150***	594,851***
Tendencia temporal	-6,519***	-5,642***	-17,326***
Correlación R ²	0,467	0,634	0,382
Estadístico de Durbin-Watson	0,824	0,794	1,023
Contraste LM de correlación contraste de Breusch-Godfrey (1)	9,595***	11,471***	5,593**

(*) El período de estimación es 1971-1996.

* Denota una significación al nivel del 10 por ciento.

** Denota una significación al nivel del 5 por ciento.

*** Denota una significación al nivel del 1 por ciento.

(1) Valor del contraste F. Uno, dos o tres asteriscos (que denotan una significación al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente) indican el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de correlación en serie de los residuos.

Cuadro 4

RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DE TENDENCIA LINEAL DE LOS PRECIOS REALES ANUALES DE CEREALES EN CAMPAÑAS AGRÍCOLAS, CON ERRORES ARMA (*)

	Trigo	Maiz	Arroz
Constante	281,571***	232,107***	691,268***
Tendencia temporal lineal	-7,353***	-6,707***	-22,479***
AR (1)	0,705***	0,768***	0,511**
AR (2)	-0,578***	-0,508***	-0,402**
MA (1)	-0,399***		
MA (2)	0,984***		
Contraste LM de correlación serial de Breusch-Godfrey (1)	0,666	0,757	1,685
Estadístico del contraste LM ARCH (2)	0,992	1,959 (1)	0,425 (1)
Contraste de heterocedasticidad de White (3)	0,466	0,834	3,762**

(*) El período de estimación es 1971-1996.

* Denota una significación al nivel del 10 por ciento.

** Denota una significación al nivel del 5 por ciento.

*** Denota una significación al nivel del 1 por ciento.

(1) Valor del contraste F. Uno, dos o tres asteriscos (que denotan una significación al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente) indican el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de los residuos.

(2) Valor del contraste F. Uno, dos o tres asteriscos (que denotan una significación del 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente) indican el rechazo de la hipótesis nula del tipo ARCH de heterocedasticidad de los residuos. El retardo incluido en la regresión ARCH se indican junto al valor del contraste.

(3) Valor del contraste F. Uno, dos o tres asteriscos (que denotan una significación al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente) indican el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de heterocedasticidad de los residuos.

en la que y es el precio en el año t , u es el error en ese mismo año que se obtiene en un proceso ARMA (p,q) del tipo:

$$u_t = \sum_i^p a_i u_{t-i} = a_0 + \sum_i^q b_i \varepsilon_{t-i} \quad [3]$$

El criterio básico en la especificación de los modelos es que éstos sean del orden más bajo posible y que dejen de presentar correlación serial. Además, en todos los modelos, los contrastes de normalidad indican que los residuos son normales. En el cuadro se muestran los mejores modelos ajustados, los valores de los parámetros ajustados a_i y b_i con sus niveles de significación y tres contrastes de residuos. El primero es el de correlación serial de Breusch-Godfrey y los otros dos son contrastes de heteroscedasticidad de residuos; uno permite comprobar la heteroscedasticidad condicional autorregresiva de bajo orden (ARCH) y otro facilita la comprobación de la heteroscedasticidad general. En los modelos ARCH propuestos originalmente por Engle (1982), se supone que la varianza condicional de una variable, en concreto la varianza de una previsión con un período de anticipación, dados los valores de dicha variable en períodos anteriores, no es constante y depende de oscilaciones recientes. Este tipo de modelo parece adecuado para el estudio de la inestabilidad de los precios mundiales, ya que en su formulación se supone que los sucesos recientes dan lugar a algún tipo de inestabilidad temporal que acaba desapareciendo.

Los resultados indican que, a excepción del arroz, los modelos ARMA ajustados no presentan heteroscedasticidad, lo que significa que la varianza condicional de las series, es decir, la varianza del precio de un año, dada la información correspondiente a años anteriores, no varía. Así ocurre también con el arroz cuando se realiza el contraste ARCH, si bien parece que, en este caso, existe otro tipo de heteroscedasticidad en los datos, indicada por el valor significativo del contraste F de White.

En los gráficos 6 a 8 se muestran las trayectorias de los valores reales y ajustados de los precios reales mundiales del trigo, el maíz y el arroz respectivamente, así como los residuos de las ecuaciones ajustadas. Al comparar estas cifras con las de los gráficos 3 a 5, en las que no se ajustan los componentes

Gráfico 6

Gráfico de un modelo ARMA (2,2) de los precios reales anuales del trigo en el mercado mundial

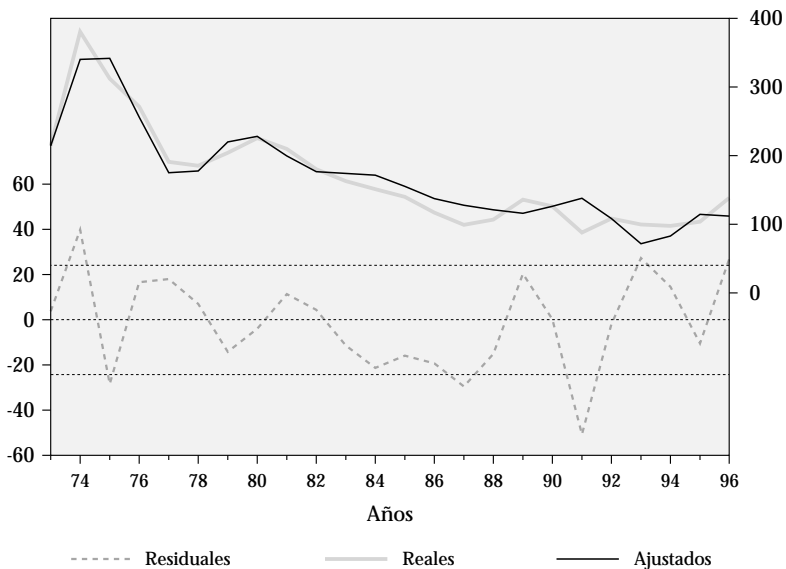


Gráfico 7

Gráfico de un modelo ARMA (2,0) de los precios reales anuales del maíz en el mercado mundial

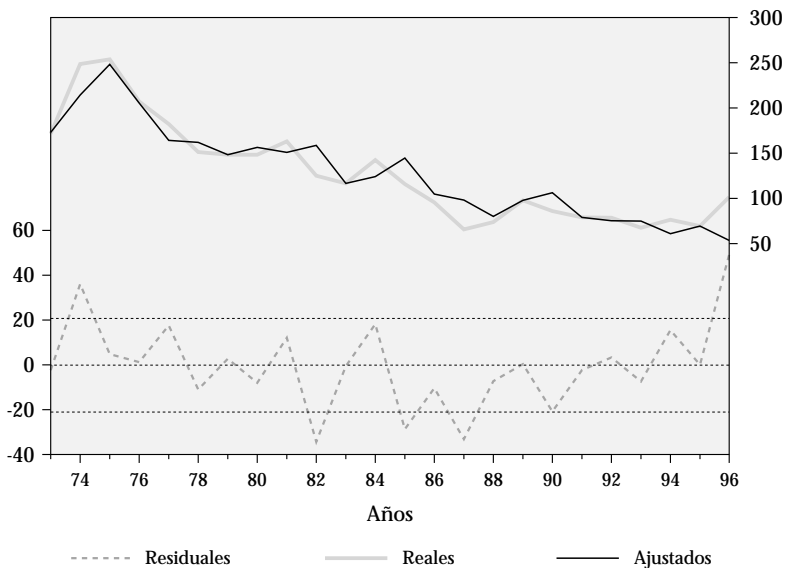
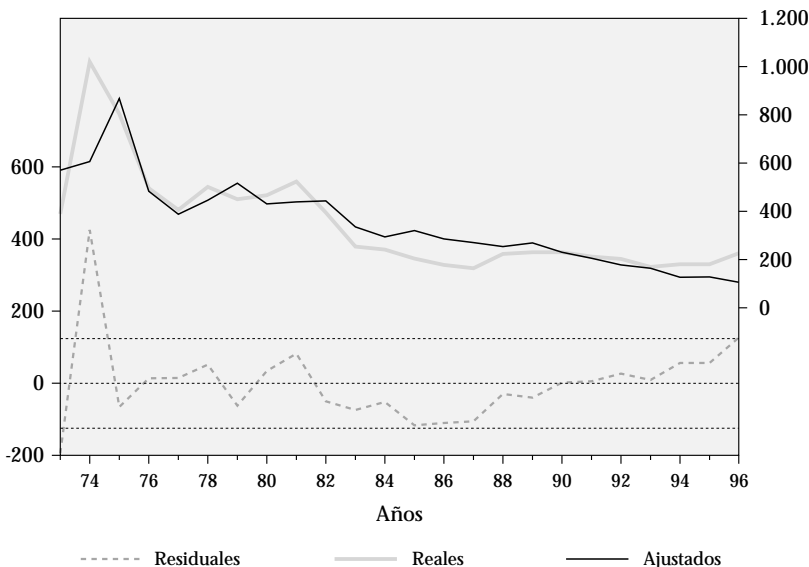


Gráfico 8

Gráfico de un modelo ARMA (2,0) de los precios reales anuales del arroz en el mercado mundial



ARMA, resulta evidente del estudio de los residuos que la varianza de los términos de error no parece variar en gran medida y, cuando lo hace, las mayores variaciones se concentran en el período inicial que coincide con la crisis alimentaria de principios del decenio de 1970. Con todo, existe cierta tendencia de los residuos a apartarse de sus niveles normales al final mismo del período considerado, es decir, 1995-1996. Esta evolución indica un cierto aumento de la volatilidad en estos años, aunque no se han registrado niveles excesivamente alejados de los habituales.

Los contrastes volvieron a realizarse utilizando los logaritmos de los precios anuales. Las conclusiones fueron las mismas y, de hecho, más definitivas, ya que, incluso en el caso del arroz, el contraste de White no permitió rechazar la hipótesis de heterocedasticidad nula.

Por tanto, la primera conclusión de este estudio empírico es que no parece existir un aumento en el grado de variabilidad interanual de los mercados mundiales de cereales. Los últimos acontecimientos no ponen de manifiesto una evolución

excesivamente inhabitual o muy alejada de la escala de variaciones anuales normales.

5. VARIABILIDAD DE LOS PRECIOS INTRAANUALES

La siguiente cuestión analizada alude al grado de variabilidad de los precios intraanuales. Para determinarlo, se realizaron las manipulaciones de los datos referidas a continuación. En primer lugar, se calculó la varianza de los 12 precios mensuales incluidos en cada campaña de julio a junio para cada precio real de un producto. Las cifras resultantes son los coeficientes de variación de los precios intraanuales y no se expresan en ninguna unidad. Estas cifras constituyen medidas razonables de la variabilidad de los precios intraanuales de un producto. El objetivo del análisis posterior es determinar si existe alguna tendencia en tales coeficientes de variación.

En el cuadro 5 se ofrecen los resultados de las regresiones de tendencia lineal de dichos coeficientes. Además, se incluyen los estadísticos de contraste de correlación en serie,

Cuadro 5

RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DE TENDENCIA DE LOS COEFICIENTES DE VARIACIÓN DE LOS PRECIOS INTRAANUALES EN TEMPORADAS AGRÍCOLAS (*)

	Trigo	Maiz	Arroz
Constante	0,0938***	0,0849***	0,1155***
Tendencia temporal lineal	-0,0014	-0,0007	-0,0011
Contraste LM de correlación serial de Breusch-Godfrey (1)	0,354	0,469	1,156
Estadístico del contraste LM ARCH (2)	10,977*** (1)	0,938 (1)	0,007 (1)
Contraste de heterocedasticidad de White (3)	10,476***	2,148	0,082

(*) El periodo de estimación es 1971-1996.

* Denota una significación al nivel del 10 por ciento.

** Denota una significación al nivel del 5 por ciento.

*** Denota una significación al nivel del 1 por ciento.

(1) Valor del contraste F. Uno, dos o tres asteriscos (que denotan una significación al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente) indican el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de los residuos.

(2) Valor del contraste F. Uno, dos o tres asteriscos (que denotan una significación del 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente) indican el rechazo de la hipótesis nula del tipo ARCH de heterocedasticidad de los residuos. El retardo incluido en la regresión ARCH se indican junto al valor del contraste.

(3) Valor del contraste F. Uno, dos o tres asteriscos (que denotan una significación al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente) indican el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de heterocedasticidad de los residuos.

ARCH y heterocedasticidad. La primera observación es que, en los tres productos, los coeficientes de las regresiones de tendencia no son significativos. Por tanto, no parece existir una tendencia al cambio de la variabilidad de los precios intraanuales. De hecho, todos los coeficientes de las regresiones de tendencia son negativos, aunque no significativos, lo que implica que la tendencia, de existir, es a la reducción de la variabilidad mencionada.

Los contrastes de especificación indican la inexistencia de correlación serial entre las variabilidades de los precios intraanuales. No obstante, los valores de los contrastes ARCH y de White muestran cierta heterocedasticidad en la variabilidad en el caso del trigo, pero no en los otros dos productos. Esto significa que, aunque no parece existir una tendencia en la variabilidad intraanual del trigo, podría registrarse cierta variación temporal de la magnitud de la inestabilidad, pero no en la tendencia.

En las gráficas 9 a 11 se muestran las tendencias ajustadas y los residuos de estas regresiones. En lo que se refiere al trigo,

Gráfico 9

Evolución del coeficiente intraanual de variación del precio real del trigo en el mercado mundial

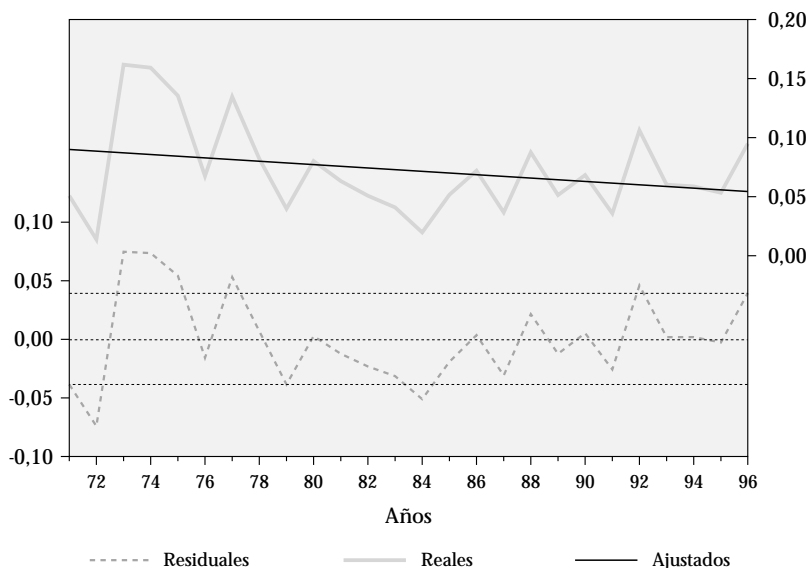


Gráfico 10

Evolución del coeficiente intraanual de variación del precio real del maíz en el mercado mundial

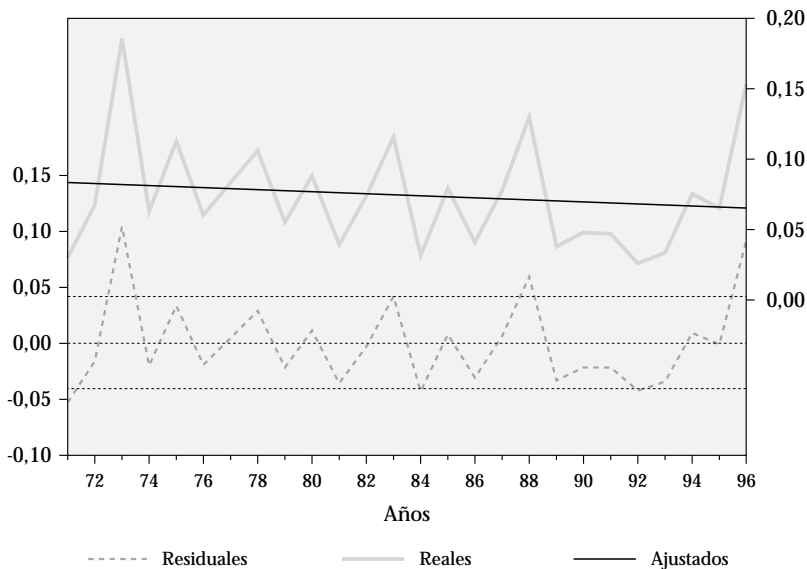
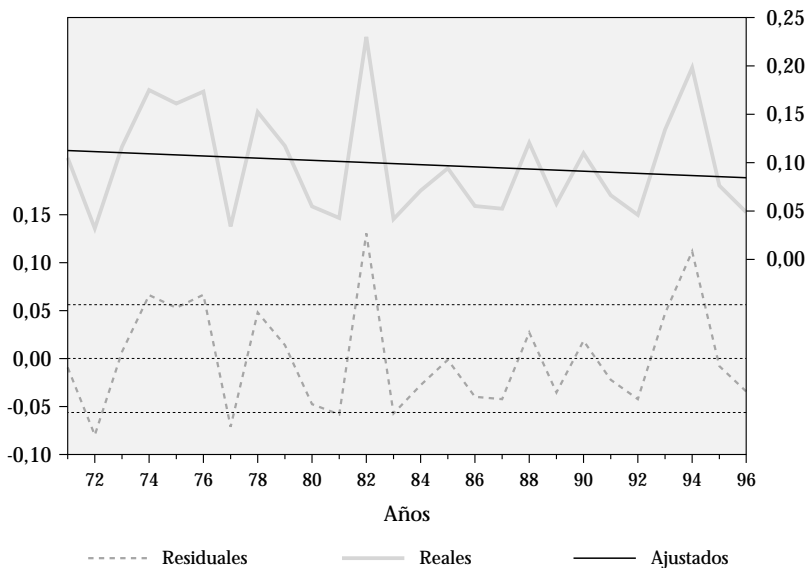


Gráfico 11

Evolución del coeficiente intraanual de variación del precio real del arroz en el mercado mundial



parece aumentar la variabilidad a principios del decenio de 1970 y a mediados del de 1990, lo que podría explicar la heterocedasticidad referida anteriormente. En cuanto al maíz, también parece registrarse un exceso de variabilidad en la fase inicial y final del período, pero, como se indica en el cuadro 5, carece de significación estadística. En el caso del arroz, no parece que la variabilidad intraanual se ajuste a un patrón determinado.

Por tanto, los resultados parecen respaldar la conclusión de que, aparte de ciertos períodos de posible aumento de la variación intraanual, no existe una tendencia al alza de la variabilidad intraanual en los precios mundiales de los cereales. Obviamente, esta afirmación no significa que los valores absolutos de las variaciones intraanuales no cambien. De hecho, en un año de precios medios elevados, se prevé que las variaciones mensuales también resultarán amplias y viceversa en los años de precios medios bajos. Esta circunstancia puede explicarse en parte por el hecho de que los años de precios elevados se asocian normalmente con volúmenes de existencias limitados y, por consiguiente, las noticias relativas a la evolución del mercado suelen dar lugar a reacciones más intensas por parte de los participantes en el mismo. Lo contrario ocurre habitualmente en los años de precios bajos. No obstante, el análisis de la volatilidad debe realizarse en términos relativos, como se ha hecho aquí, mediante la utilización del coeficiente de variación y, examinando éste, se concluye que no ha existido ninguna tendencia en la volatilidad de los precios intraanuales.

En cualquier caso, la observación de que, en períodos de precios altos, incluso el coeficiente de variación aumenta en algunos productos (sobre todo el trigo) podría indicar que la demanda de trigo en tales períodos se vuelve muy inelástica, lo que da lugar a una variación estacional excesiva. Esta cuestión es susceptible de un estudio más pormenorizado en el futuro.

6. CONCLUSIONES

El análisis anterior del cambio de pauta en la inestabilidad del mercado mundial de cereales es empírico en gran medida y se basa en la información más reciente. Pueden obtenerse

varias conclusiones del estudio. En primer lugar, ha quedado demostrada la pertinencia de utilizar procesos de series temporales estacionarios en tendencia (ET) para describir los precios anuales de los cereales, ya sean nominales o reales, respecto a años naturales o a temporadas agrícolas. Este hecho significa que las crisis temporales experimentadas por los mercados mundiales de estos productos no tienen efectos permanentes sobre los precios. Se trata de una conclusión importante que merece un estudio más detallado basado en series temporales más largas. Con ella no se niega la posibilidad de cambios estructurales en los mercados de cereales, pero debe tenerse en cuenta que éstos son sucesos únicos en el tiempo caracterizados por su permanencia. No se prevé que otras crisis aleatorias posteriores den lugar a cambios permanentes. El análisis de León y Soto (1995) constituye un avance metodológico en la dirección correcta. Una cuestión que merece una mayor atención en el futuro es el análisis a largo plazo de los precios mundiales de los cereales, con el fin de determinar los cambios estructurales en las series y sobre todo después de 1973-1975. Este período ha sido considerado por muchos clave para el cambio de la situación del mercado mundial de cereales, pero nadie ha analizado el tipo de alteración estructural producida utilizando los instrumentos modernos de estudio de series temporales.

Al analizar la variabilidad de los precios interanuales de los cereales se llegó a la conclusión de que no parece aumentar en los mercados mundiales. Los acontecimientos recientes no ponen de manifiesto una evolución excesivamente inhabitual o muy alejada de la escala de variaciones anuales normales. Se observó la existencia de una cierta tendencia al aumento de la volatilidad en el período más reciente (1995-1996), pero, teniendo en cuenta el escaso número de observaciones disponibles, resulta difícil pronunciarse de un modo definitivo.

Por último, al analizar la variabilidad de los precios intranuales se concluyó que no parece registrarse una tendencia al aumento de los coeficientes de variación de los precios mensuales estacionales y, de existir, sería a la baja.

La respuesta general a la pregunta formulada en el título del presente artículo es «no, no parece haber aumentado la inestabilidad de los mercados mundiales de cereales recientemente». Obviamente, con esta afirmación no se ha contestado

a la siguiente cuestión lógica, que consiste en saber si ha aumentado la estabilidad. La liberalización del comercio y la apertura de varios mercados anteriormente cerrados o controlados por el Estado podrían indicar que la respuesta es positiva. No obstante, los contrastes econométricos realizados son demasiado débiles para verificar categóricamente esta hipótesis, como lo son para comprobar la contraria y, obviamente, es necesario disponer de más datos para mejorar el análisis. En todo caso, es probable que, hasta el momento en que se disponga de esa información, sea razonable aceptar que la estructura del comportamiento de los precios mundiales no ha cambiado en gran medida en las dos últimas décadas. □

BIBLIOGRAFÍA

- ENDERS, W. (1995): *Applied Econometric Time Series*. New York, John Wiley.
- ENGLE, R. F. (1982): «Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation», *Econometrica*, vol. 50: pp. 987-1.007, july.
- GRANGER, D. W. J. (1997): «On Modelling the Long Run in Applied Econometrics», *Economic Journal*, 440, vol. 107: pp. 169-177, january.
- HAMILTON, J. D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton, Princeton University Press.
- HARVEY, A. (1997): «Trends, Cycles and Autoregressions», *Economic Journal*, 440, vol. 107: pp. 192-201, january.
- HENDRY, D. y NEALE, A. (1991): «A Monte Carlo Study of the Effects of Structural Breaks on Tests for Unit Roots», in P. Hackl and A. Westlund (eds), *Economic Structural Change: Analysis and Forecast*, Berlin, Springer-Verlag.
- LEÓN, J. y SOTO, R. (1995): «Structural Breaks and Long-Run Trends in Commodity Prices», World Bank, Policy Research Department, *Policy Research Working Paper*, 1.406, january.
- MUNDLAK, Y. y LARSON, D. (1992): «On the Transmission of World Agricultural Prices», *The World Bank Economic Review*, 3, vol. 6: pp. 399-422, september.
- PESARAN, M. H. (1997): «The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run», *Economic Journal*, 440, vol. 107: pp. 178-191, january.

- RUDEBUSCH, G. (1993): «The Uncertain Unit Root in GNP», *American Economic Review*, vol. 83: pp. 264-272.

RESUMEN

¿Ha aumentado la inestabilidad de los mercados internacionales de cereales?

Se ha examinado mediante técnicas de series temporales el problema de si ha aumentado la inestabilidad interanual e intranual de los tres cereales objeto del comercio internacional, a saber, trigo, maíz y arroz. Se observó, en primer lugar, que no parece que los precios anuales de los cereales se caractericen por tendencias aleatorias y, posteriormente, se puso de manifiesto que los precios mundiales de los cereales no han mostrado una creciente inestabilidad en los últimos años. Se constató asimismo que no parecen haber aumentado las fluctuaciones de precios intranuales.

PALABRAS CLAVE: Precios de los cereales, mercados internacionales, inestabilidad de precios.

RÉSUMÉ

Les marchés internationaux des céréales sont-ils devenus plus instables?

La question d'une éventuelle augmentation de l'instabilité interannuelle et intra-annuelle des trois céréales majeures du commerce international, à savoir le blé, le maïs et le riz, a été étudiée par une technique de séries temporelles. On a constaté tout d'abord que les prix annuels des céréales ne semblent pas répondre à des tendances aléatoires. On a mis en évidence ensuite que les prix mondiaux des céréales n'ont montré apparemment aucune instabilité croissante au cours de ces dernières années. On a observé enfin que les fluctuations des prix intra-annuels ne semblent pas avoir augmenté.

MOTS CLÉF: Prix des céréales, marchés internationaux, instabilité des prix.

SUMMARY

Have international cereals markets become more unstable?

The problem of whether inter-year and intra-year instability of three internationally traded cereals, wheat, maize, and rice, is examined using time series techniques. It is first found that yearly cereals prices do not appear to be characterised by stochastic trends, and subsequently it is shown that world cereal prices do not appear to have exhibited increased instability in the recent past. It is also found that intra-year price variations do not appear to have increased.

KEYWORDS: Cereal prices, international markets, price instability.