

EL SISTEMA DE FRANJA DE PRECIOS PARA LOS PRODUCTOS AGRÍCOLAS EN EL PACTO ANDINO: DEFINICIÓN DE CAMBIO ESTRUCTURAL*

Manuel del Valle

Ph.D. en Economía, Oklahoma State University

El Pacto Andino está conformado por cinco países: Bolivia, Colombia, Ecuador, Perú y Venezuela, y su objetivo es promover la integración económica entre sus miembros. Una parte significativa de los esfuerzos de integración se lleva a cabo en el sector agrícola. El 7 de diciembre de 1994, los cinco ministros de agricultura de los países miembros firmaron la Decisión 371, adoptando un sistema armonizado de franja de precios para un grupo importante de productos agrícolas. El sistema se usa para calcular un esquema de aranceles flexibles común a todos los países miembros y que se aplica a las importaciones provenientes de terceros países.

El sistema de franja de precios se aplica actualmente a 13 productos: aceite de palma, aceite de soya, arroz blanco, azúcar blanca, azúcar rubia, cebada, leche en polvo, maíz amarillo, maíz blanco, soya, trigo, carne de cerdo y carne de ave. Su objetivo es proteger tanto a los consumidores como a los productores del mercado andino de los efectos adversos de: a) la inestabilidad natural de los precios internacionales de los productos agrícolas y b) de las distorsiones en el mercado internacional causadas por los subsidios de los países exportadores.

La lógica detrás del sistema de franja de precios no es complicada. El sistema da como resultado un régimen de aranceles flexibles que varía inversamente con respecto a los precios internacionales de los productos. Por ejemplo, si de pronto el precio mundial del trigo cae, el sistema automáticamente eleva el arancel hasta alcanzar un costo de importación constante. La metodología del sistema de franja de

* Título original: *Structural change in the context of the price band system in the Andean Pact*. Traducido para esta edición por Cecilia Ames, con la colaboración de Ada Ampuero. El autor desea agradecer a James H. Stock, profesor principal de la Kennedy School of Government, de la Universidad de Harvard.

precios utiliza series de tiempo de los últimos 60 meses para obtener un costo de importación constante, llamado el piso de la franja.

Desde enero de 1994, los precios internacionales de los aceites se han incrementado sistemática y significativamente causando algunos resultados inesperados en la aplicación del sistema de franja de precios. El sistema se ha diseñado precisamente para neutralizar inestabilidades, pero parece no ser adecuado para compensar cambios estructurales en los mercados internacionales, tales como el reciente incremento de la demanda de importaciones de aceite de palma por parte de China.

El propósito de este documento es tratar el tema del cambio estructural en el contexto del sistema de franja de precios en el Pacto Andino y adelantar propuestas de reforma de la Decisión 371 de manera que ésta pueda considerar efectivamente los cambios sistemáticos y sostenidos en el mercado internacional de productos.

Un aspecto crítico de este documento es la definición de cambio estructural y cómo éste puede ser incorporado a la Decisión 371 sin alterar el espíritu y las intenciones de ésta.

El sistema de franja de precios aplica un sistema de aranceles que es neutral y objetivo y que se basa en los precios internacionales de los productos. El presente documento no se desvía de este estilo de pensamiento y aspira a aportar al proceso de negociación multilateral reglas objetivas que puedan ser usadas para definir qué es un cambio estructural en el contexto del sistema de franja de precios del Pacto Andino.

1. El sistema de franja de precios

El sistema de franja de precios en el Pacto Andino fue establecido a través de la Decisión 371 en el contexto de la liberalización del sector agrícola en los cinco países miembros. El sistema reemplaza a otras estrategias de importación de alimentos, tales como las cuotas de importación o el otorgamiento de exclusividad a empresas estatales.

El objetivo del sistema de franja de precios es estabilizar y proteger el mercado interno de shocks externos en los mercados mundiales. El sistema comprende los precios internos de los siguientes productos: aceite de palma, aceite de soya, arroz blanco, azúcar blanca, azúcar rubia, cebada, leche en polvo, maíz amarillo, maíz blanco, soya, trigo, carne de cerdo y carne de pollo.

El sistema de franja de precios da como resultado un esquema de aranceles flexibles que varía inversamente con respecto a los precios internacionales de los productos. Actualmente es aplicado por los agentes de aduana a los productos que ingresan al país, de manera que se expresa en términos de partidas arancelarias o códigos de arancel. Estos códigos representan tanto al producto específico como a sus sustitutos —a los que se aplican los aranceles—.

A cada uno de los 13 productos mencionados le corresponde un grupo de partidas arancelarias. Por ejemplo, en el caso del arroz, el sistema de franja de precios comprende cuatro partidas arancelarias: el arroz en cáscara y otros tres productos que representan diferentes etapas en el procesamiento de arroz. Si al arroz en cáscara se le fijara un impuesto a la importación y al arroz refinado no, entonces las importacio-

nes de estos últimos invalidarían el sistema arancelario del arroz cáscara, pues uno es derivado del otro. Lo mismo se aplica para sustitutos cercanos, derivados y subproductos. En términos del lenguaje aduanero, la Decisión 371 comprende 134 partidas arancelarias.

Los productos que contienen más partidas arancelarias son el maíz amarillo (24), la leche en polvo (21), el aceite de palma (21) y la soya (14). Obviamente, estas cifras no reflejan la importancia de los productos en el comercio internacional entre los países miembros del Pacto Andino y otros países.

Los mecanismos del sistema de franja de precios

En ciertos productos, cuyo consumo interno está compuesto mayormente de importaciones, los sistemas de aranceles determinan el precio interno de los productos. En este sentido, el sistema de aranceles flexibles representa una versión mejorada de la antigua política de determinar los precios internos de los alimentos.

El sistema de franja de precios propuesto en la Decisión 371 no sólo establece un precio piso, sino también un precio techo. Cuando el precio internacional es alto se hace necesario proteger a los consumidores en lugar de a los productores. Esta protección al consumidor se puede llevar a cabo reduciendo los aranceles a cero y eliminando otros cargos adicionales a los que pueden estar sujetas las importaciones^{1/}.

1/ El arancel flexible se aplica en adición a otras tarifas específicas de cada país miembro.

Los precios piso y techo se determinan usando series de tiempo, para los 60 meses previos (5 años), de los precios internacionales de los productos en estudio. Para ello se elige un producto agrícola en particular, llamado "el producto marcador", que teóricamente refleja las fuerzas del mercado mundial para ese producto específico en un punto geográfico determinado. Por ejemplo, como se muestra en el Cuadro 1, el producto marcador para las 24 partidas arancelarias relacionadas con el maíz amarillo es el "maíz amarillo #2, FOB Golfo", con base en la Bolsa de Valores de Chicago, promedio de cuotas diarias, antes del cierre.

La decisión de cuál mercado de referencia o producto marcador usar y qué partidas arancelarias incluir en cada uno de los 13 ítem es el resultado de las negociaciones multilaterales. La filosofía detrás de estas negociaciones es que los cinco países miembros deben establecer sus precios internos tomando como base mercados exógenos, sobre los cuales ellos no ejercen control alguno, pero que reflejan la fuerza del mercado a nivel internacional.

La determinación de los precios piso y techo

Una vez que se ha obtenido las series mensuales para los 13 "productos marcadores", éstas se expresan en términos reales usando el índice de precios al consumidor (IPC) reportado por el Departamento de Trabajo de los Estados Unidos. La franja de precios se vuelve a calcular cada seis meses como un promedio móvil, reemplazando los seis meses más antiguos con los seis más recientes.

El siguiente paso es expresar estas se-

Cuadro 1
PRODUCTOS MARCADORES PARA EL SISTEMA
DE FRANJA DE PRECIOS

Producto	Punto de Referencia	Fuente
Trigo	Hard Red Winter #2, Golfo.	Ministerio de Agricultura de Colombia.
Arroz	10% quebrado, FOB Bangkok	Ministerio de Agricultura de Colombia.
Maíz amarillo	#2, FOB Golfo.	Departamento de Agricultura de Estados Unidos y Ministerio de Agricultura de Colombia.
Maíz blanco	Igual que el amarillo pero multiplicado por un factor de 1,21.	Departamento de Agricultura de Estados Unidos y Ministerio de Agricultura de Colombia.
Soya	USA #2, FOB Golfo	Ministerio de Agricultura de Colombia.
Aceite de soya	FOB, Argentina.	<i>World oilseed situation and outlook</i> , Departamento de Agricultura de los Estados Unidos; <i>Oil world annual 1994</i> ; <i>Oilworld</i> , Servicio semanal de información y predicción.
Aceite de palma	CIF, NW Europa.	Boletín mensual de precios de productos básicos.
Azúcar blanca	Contrato #5, FOB Londres.	Ministerio de Agricultura de Colombia.
Azúcar rubia	Contrato #11, Bolsa de Valores de Nueva York.	<i>World sugar situation and outlook</i> , Departamento de Agricultura de Estados Unidos; Banco Central de Reserva del Perú.
Cebada	USA #2, FOB Portland.	Ministerio de Agricultura de Colombia.
Leche en polvo	Valor/volumen, FOB Nueva Zelanda.	<i>Statistical reports</i> , Nueva Zelanda.
Carne de ave	Grado A, 2 a 3,5 libras NE USA, FOB.	<i>Monthly price review</i> , Umer Barry.
Carne de cerdo	Fresh pork cuts, Boston Butts, FOB Omaha.	<i>Market news, Livestock meat wool</i> , Departamento de Agricultura de Estados Unidos.

ries de tiempo de precios FOB en términos CIF usando la tabla de flete y seguro publicada como anexo en la misma Decisión 371. El tercer paso consiste en obtener el promedio de esos precios CIF deflatados por las 60 observaciones mensuales y calcular la desviación estándar para cada uno de los 13 "productos marcadores".

El sistema original de franja de precios se detiene en este punto. La desviación estándar se resta del promedio y se obtiene el precio piso. Análogamente, la desviación estándar se suma al promedio y el resultado es el precio techo.

No obstante, la Decisión 371 incorpora un paso adicional que consiste en ajustar las desviaciones estándar de cada uno de los 13 marcadores por un factor específico. Estos 13 factores, publicados en la Decisión 371, se presentan en el Cuadro 2. Muchos de estos factores son iguales a 0,5, lo que en la práctica indica que sólo la mitad de la desviación estándar se resta del promedio para obtener el piso. En otras palabras, el ajuste del piso es hacia arriba e implica una mayor protección para los productores.

Por otro lado, 3 de los 13 productos tienen un factor de ajuste cero: azúcar blanca, azúcar rubia y leche en polvo, lo que indica que el precio piso para estos productos es en verdad el promedio de la serie de tiempo CIF corregida por la inflación.

Otro producto, el maíz amarillo, tiene un factor de ajuste de -1, una magnitud negativa que restada del promedio significa en verdad una adición al promedio. En este caso, el piso se convierte en una desviación estándar más alta que el promedio. Existe un calendario por el cual el precio piso para

el maíz amarillo decrecerá gradualmente hasta el año 2001, pero el factor de ajuste nunca será mayor de -0,5.

En el Cuadro 3 se presentan los precios piso y techo calculados usando esta metodología.

Determinación del arancel

El principio básico de la determinación del arancel de un producto agrícola que entra al mercado andino es cobrar al importador un monto que eleve el costo de importación al nivel del precio piso, como se calculó en la sección anterior. El agente de aduana recibe una "tabla aduanera", que contiene los precios mundiales y los aranceles correspondientes.

El arancel se calcula no a partir del costo de importación reportado al importador, sino a partir del precio de referencia, lo que previene la falsificación de los costos de importación. El precio de referencia para los 13 productos se obtiene de la misma fuente que la serie de precios utilizada para calcular los pisos y techos. La única diferencia es que el precio de referencia se obtiene cada dos semanas y se publica en el periódico oficial. Para realizar el cobro correspondiente, el agente de aduana, entonces, utiliza este precio publicado y la "tabla aduanera", diseñada para elevar los costos de importación hasta el precio piso.

Si la matriz de una empresa privada ubicada en un país fuera del Pacto Andino decide exportar trigo a su subsidiaria en el Perú, no podrá inflar los costos de importación para no pagar impuestos adicionales, ya que estos costos de importación se calcularán con el precio referencial.

Cuadro 2
FACTORES DE AJUSTE PARA LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR
DEL SISTEMA DE FRANJA DE PRECIOS

Producto Marcador	Factor de Ajuste
Aceite de palma	0,5
Aceite de soya	0,5
Arroz blanco	0,5
Azúcar blanca	0,0
Azúcar rubia	0,0
Cebada	0,5
Leche en polvo	0,0
Maíz amarillo	-0,5
Maíz blanco	0,5
Soya	0,5
Trigo	0,5
Pollo	0,5
Cerdo	0,5

Cuadro 3
PRECIOS PISO Y PRECIOS TECHO PARA EL
SISTEMA DE FRANJA DE PRECIOS DEL
PACTO ANDINO

Producto Marcador	Precio Piso CIF US\$/tn	Precio Techo CIF US\$/tn
Aceite de palma	401	444
Aceite de soya	479	523
Arroz blanco	328	373
Azúcar blanca	377	462
Azúcar rubia	282	344
Cebada	142	154
Leche en polvo	2.090	2.310
Maíz amarillo	146	156
Maíz blanco	154	166
Soya	263	280
Trigo	164	188
Carne de pollo	1.337	1.452
Carne de cerdo	1.806	2.169

Cambio estructural

Un problema importante que hoy está enfrentando el sistema de franja de precios es la definición de "cambio estructural". Como se ha mencionado anteriormente, el sistema está diseñado para contrarrestar las fluctuaciones de corto plazo mediante cambios rápidos en los aranceles flexibles. Del mismo modo, también puede afrontar cambios en el largo plazo, dado que el cálculo de los precios piso y techo está basado en un promedio móvil que descarta las observaciones más antiguas y las reemplaza por las más recientes. Sin embargo, parece ser que el sistema no está preparado para hacer frente a incrementos drásticos y sostenidos provenientes de cambios estructurales en los precios internacionales.

Precisamente, hace poco el precio de los aceites se ha incrementado de manera significativa, como se muestra en la *Figura 1*. Este incremento se asemeja al de una función escalonada y se asumiría que los precios del aceite no volverán a sus niveles normales después de este *shock*. Aunque el incremento ha sido significativo y el costo de importación del aceite es ahora muy alto, hay razones para creer que el sistema de franja de precios está reaccionando muy lentamente ante este hecho. Aun cuando los importadores se están enfrentando a precios muy altos de este producto, todavía no comienzan a recibir ventajas, tales como la disminución del arancel normal.

El tema del "cambio estructural" ha surgido en las críticas al sistema de franja de precios y la impresión que existe es que deberían hacerse algunas aclaraciones a la Decisión 371 para enfrentar casos tales como los incrementos "escalonados" en el precio del aceite. Nótese que la Decisión

371 se publicó hace sólo un año y sería sometida a algunos ajustes después de un año de funcionamiento.

El tema del documento

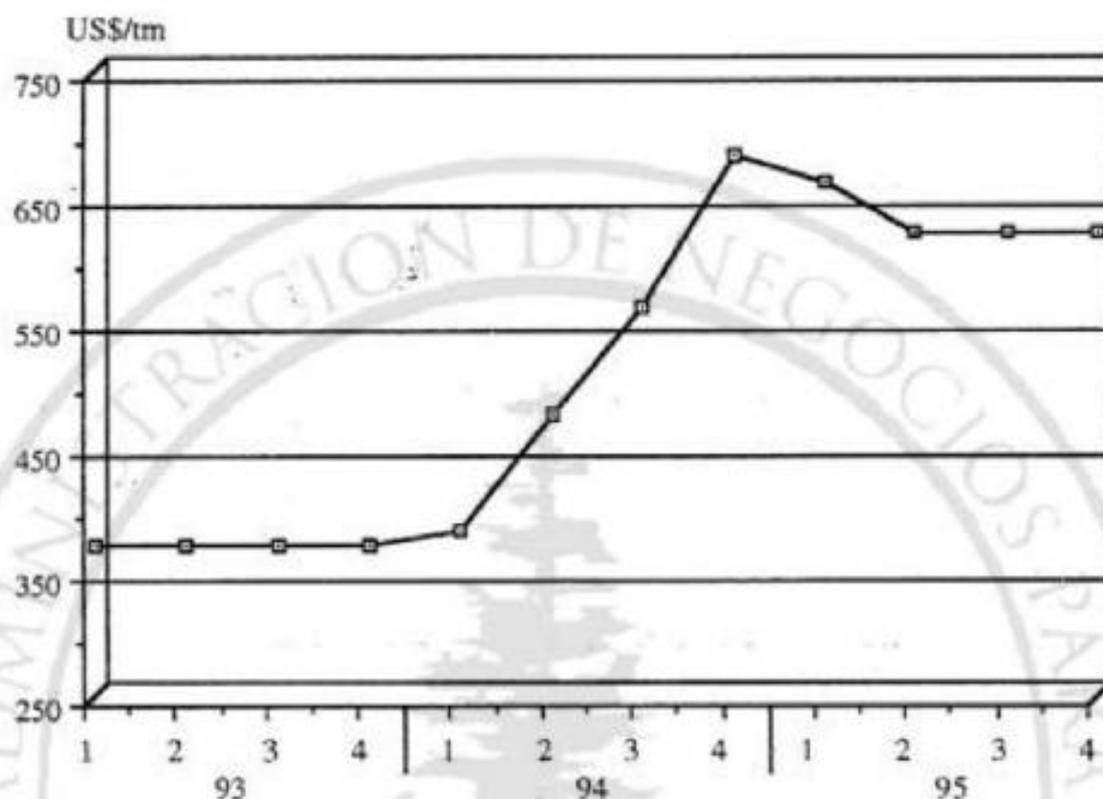
El tema de este documento es la definición del cambio estructural en el contexto del sistema de franja de precios para productos agrícolas en el Pacto Andino.

Un cambio estructural puede ser definido en términos de un hecho cualitativo en el mercado internacional, tal como el gran incremento de las importaciones de aceite de palma hechas por la China. En la siguiente sección se hará evidente que el enfoque de este trabajo no es cualitativo sino estadístico, en el sentido que se asume que los sucesos mundiales se reflejan en los precios internacionales mismos.

Sin embargo, se debe reconocer que se puede explicar la variación de los precios internacionales asociándolos con hechos cualitativos. El enfoque estadístico es consistente con el sistema de franja de precios tal como aparece en la Decisión 371, dado que tal sistema no se actualiza tomando como base cambios estructurales cualitativos, sino, más bien, usando promedios móviles y criterios estadísticos tales como la desviación estándar.

Desde su concepción, el sistema de franja de precios ha evitado el análisis cualitativo, dado que éste es muy complejo e inadecuado para alcanzar acuerdos multilaterales. El sistema de franja de precios admite implícitamente que todas las fuerzas del mercado, incluyendo sequías, plagas, subsidios y cambios tecnológicos, son captadas en su totalidad por el precio de equilibrio del mercado.

PRECIO INTERNACIONAL DEL ACEITE DE PALMA



5% bulk cif, NW Europa, Malaysia

Figura 1

2. Análisis de series de tiempo

En esta sección se analizan las 13 series de tiempo usadas en el sistema de franja de precios. En la primera parte se les aplica una prueba para averiguar si siguen caminos aleatorios; luego, en la segunda parte se les aplica otra prueba (prueba para primeras diferencias) para determinar su estacionariedad, y en la tercera parte se proponen modelos univariados para cada una de ellas.

Caminos aleatorios

Desde inicios de los ochenta se ha publicado literatura acerca de la aleatoriedad de diversas variables económicas. Las impli-

cancias de estos hallazgos son muy importantes, pues proponen un enfoque diferente de las razones por las cuales esas variables cambian. Además, si se prueba que una variable sigue un camino aleatorio, su reacción a un *shock* sería muy distinta a la que tendría si no lo siguiera.

Las variables que siguen un patrón de comportamiento aleatorio no tienden a volver a su promedio original o a un estado estacionario después de un *shock*. Estos resultados cuestionan algunos principios económicos. Por ejemplo, los precios internacionales supuestamente reflejan la escasez mundial de recursos, y el principio del precio igual al costo marginal debería mantenerse. Si un producto sufre un *shock* temporal, tendría que volver a los niveles

en donde el precio iguala al costo marginal. Sin embargo, esto no sucede cuando un precio sigue un camino aleatorio.

Nelson y Plosser (1982) escribieron un interesante trabajo en el que daban cuenta de haber encontrado evidencia de que el PNB y otras variables macroeconómicas se comportaban siguiendo caminos aleatorios. Con esta conclusión no se confirma la teoría de que las variaciones en el producto dependen de los efectos transitorios de distorsiones monetarias. Si el PNB sigue un camino aleatorio, las distorsiones monetarias tendrían un efecto permanente en el producto y el PNB no volvería a la tendencia previa al *shock*.

Otro ejemplo, quizás más relacionado con el tema de este documento, se halla en el trabajo de Gardner y Kimbrough (1989) acerca del comportamiento de las tasas arancelarias en los Estados Unidos. Los autores encontraron evidencia de que las hipótesis que afirman que las tasas arancelarias en los Estados Unidos siguen un camino aleatorio no podían ser rechazadas, lo cual sugiere que los cambios en estas tasas son permanentes y que si por algún motivo aumentan nunca regresarán a sus niveles originales.

Usando la prueba de Dickey-Fuller, Pyndick y Rubenfield (1991) encontraron que el precio internacional del petróleo crudo sigue un camino aleatorio, mientras que los precios mundiales del cobre y de la madera no siguen este patrón.

El concepto de camino aleatorio puede también ser interpretado de manera relativa, en el sentido que una variable que sigue un camino aleatorio tomará más tiempo en regresar a su tendencia de largo plazo que una variable que no lo hace.

Para probar si las 13 variables usadas en el sistema de franja de precios siguen caminos aleatorios se usó la prueba de Dickey-Fuller (también llamada prueba de raíces unitarias). Los resultados se muestran en el Cuadro 4. Éstos indican que en 5 de los 13 productos la hipótesis de que la serie de tiempo sigue un camino aleatorio es rechazada al nivel del 10 por ciento. La cebada, el arroz, el azúcar blanca y las carnes no siguen un camino aleatorio. Los otros productos parece que sí: trigo, maíz, soya, aceite de palma, leche en polvo, azúcar rubia y aceite de soya.

Es importante notar que los productos que suscitan controversias, los aceites, están en la categoría de caminos aleatorios, lo cual indica que un *shock* en el precio de esos productos puede ser permanente y que, por lo menos, pasará mucho tiempo antes de que la variable vuelva al promedio. Este resultado es consistente con la presencia de funciones escalonadas, como la del aceite.

Prueba para primeras diferencias

Esta segunda prueba se condujo en un intento por construir modelos para las 13 series de tiempo en estudio, usando métodos univariados (ARIMA).

Para construir modelos ARIMA, la serie de tiempo necesita convertirse en una serie de tiempo estacionaria, en la cual el componente estocástico es constante con respecto al tiempo. Para ello es necesario eliminar ciclos –tomando doceavas diferencias si el ciclo es anual, por ejemplo– y tendencias.

Dado que en ninguno de los 13 productos en estudio se encontró ciclos o tenden-

cias, se tomó una primera diferencia y se probó, usando el estadístico Q, si la serie se volvía estacionaria después de esta operación. Los resultados se muestran en el Cuadro 5 e indican que 6 de los 13 productos se volvieron estacionarios después de tomar primeras diferencias: aceite de soya, aceite de palma, azúcar rubia, maíz amarillo, maíz blanco y soya.

Modelo univariado

La prueba Q explicada en la sección anterior indica que habría dos especificaciones al modelo, una para cada uno de los dos grupos.

El primer grupo, que consta de arroz, azúcar blanca, carnes, cebada, leche y trigo, se especifica como un ARIMA (1,1,0), como sigue:

$$\delta x_t = B\delta x_{t-1} + e_t$$

donde:

δx_t es el cambio de x (primera diferencia) en el tiempo t , δx_{t-1} es el cambio de x en el tiempo $t-1$, B es un parámetro y e_t es el término de error.

El segundo grupo, que comprende los aceites, los maíces, el azúcar rubia y la soya, tendrá la especificación ARIMA (1,0,0):

$$x_t = u_t + rx_{t-1} + e_t$$

donde:

x_t es el precio del producto en el tiempo t , u_t y r son parámetros, x_{t-1} es el precio del producto en el tiempo $t-1$ y e_t es el término de error.

Los resultados para el primer grupo se muestran en el Cuadro 6, donde t es el estadístico t . Para el segundo grupo los resultados se muestran en el Cuadro 7, donde X es el promedio de cada serie de tiempo.

Los parámetros estimados en esta sección para los dos grupos de productos se usarán en la próxima para realizar el experimento Monte Carlo y probar diferentes reglas para definir el cambio estructural en las series de tiempo.

3. Experimentos Monte Carlo

En esta sección se propone una regla para definir el cambio estructural. Luego, los modelos univariados obtenidos en la sección anterior se usan para probar dicha regla usando pruebas de Monte Carlo para los 13 productos.

La regla propuesta

La regla propuesta para detectar cambios estructurales en las series de tiempo no es muy diferente de la metodología usada para calcular los precios piso y techo de la franja. La regla es la siguiente: un cambio estructural tiene lugar si el promedio de un número de observaciones (6) mensuales de precios referenciales cae fuera de una frontera predeterminada. Como en el sistema de franja de precios, la frontera predeterminada se calcula también en términos de la desviación estándar de las series de tiempo.

Esta regla requiere que se determinen dos parámetros: a) el número de meses que se necesita observar para que el cambio estructural sea considerado tal y b) el nú-

Cuadro 4
13 PRODUCTOS AGRÍCOLAS Y LA PRUEBA DE DICKEY - FULLER

Producto	Estadístico F	Camino Aleatorio 10%
Cebada	8,88	No
Arroz	6,32	No
Azúcar blanca	6,30	No
Carne de pollo	5,92	No
Carne de cerdo	5,49	No
Trigo	3,79	Sí
Maíz blanco	3,62	Sí
Maíz amarillo	3,60	Sí
Soya	3,47	Sí
Aceite de palma	3,34	Sí
Leche en polvo	3,27	Sí
Azúcar rubia	1,99	Sí
Aceite de soya	0,95	Sí

Cuadro 5
PRUEBA Q DESPUÉS DE PRIMERAS DIFERENCIAS

Producto	Estadístico Q	Probabilidad	Estacionariedad
Aceite de soya	9,48	0,98	Sí
Aceite de palma	12,73	0,88	Sí
Arroz	26,17	0,16	No
Azúcar blanca	23,06	0,28	No
Azúcar rubia	8,99	0,98	Sí
Carne de cerdo	34,25	0,02	No
Carne de pollo	22,69	0,30	No
Cebada	19,81	0,47	No
Leche	24,96	0,20	No
Maíz amarillo	7,68	0,99	Sí
Maíz blanco	7,56	0,99	Sí
Soya	13,78	0,84	Sí
Trigo	66,45	0,00	No

Cuadro 6
RESULTADOS PARA LOS
PRODUCTOS ARIMA (1, 1, 0)

Producto	B	t
Arroz	0,53	4,46
Azúcar blanca	0,32	2,89
Carne de pollo	-0,25	-1,88
Carne de cerdo	0,04	0,33
Cebada	0,26	2,05
Leche	-0,41	-3,50
Trigo	0,51	4,46

mero de desviaciones estándar que se usarán para definir la frontera.

Los experimentos Monte Carlo que se presentan más abajo constituyen una aproximación a las magnitudes que estos parámetros deben tener. Para probar la regla propuesta, cada una de las series de tiempo se reproduce varias veces usando los modelos univariados de la sección anterior y diferentes parámetros.

Los límites serán más restrictivos si se utilizan pocas desviaciones estándar para definirlos, en cuyo caso los cambios estructurales se producirán con mayor frecuencia. Asimismo, si el número de observaciones mensuales es muy pequeño, los cambios estructurales ocurrirán más frecuentemente.

Los productos ARIMA (1,0,0)

El Cuadro 8 muestra el resultado de 20 corridas exploratorias para los productos ARIMA (1,0,0). Estos resultados provienen de la regla según la cual si el promedio de 6 meses consecutivos ocurre fuera del límite entonces ha ocurrido un cambio estructural. Los límites se definen con 1,5,

2 y 2,5 desviaciones estándar. La columna Casos indica el número de veces que un cambio estructural ha ocurrido en las 20 corridas y la columna Corridas indica cuántas veces de las 20 ocurrió al menos un cambio estructural.

Así, cuando el límite se define como 2,5 desviaciones estándar más el promedio, el aceite de soya no muestra cambio estructural alguno y ninguna de las 20 corridas resulta en un cambio estructural. Cuando el límite se disminuye a 2 desviaciones estándar, ocurren 2 cambios estructurales en las 20 corridas, cada uno en una distinta corrida. Cuando el límite se baja aun más, a 1,5 desviaciones estándar, ocurren 24 cambios, y 13 corridas no presentan cambios estructurales.

Este ejercicio muestra que la regla propuesta podría erróneamente detectar un cambio estructural cuando en realidad las observaciones fuera de los límites se deben solamente a la aleatoriedad inherente a las series de tiempo. El cuadro indica las variaciones normales que tendrían lugar si no ocurriera cambio estructural alguno.

No es recomendable, por ejemplo, fijar los límites para el azúcar rubia en 1,5

Cuadro 7
RESULTADOS PARA LOS
PRODUCTOS ARIMA (1, 0, 0)

Producto	u	r	X
Aceite de soya	129,34	0,69	417
Aceite de palma	20,33	0,94	345
Azúcar rubia	11,69	0,92	232
Mafz amarillo	18,19	0,83	105
Mafz blanco	22,34	0,82	128
Soya	47,33	0,79	228

Cuadro 8
EXPERIMENTOS MONTE CARLO PARA
PRODUCTOS ARIMA (1, 0, 0)
(20 corridas)

Producto	Desviac. Estándar 2,5		Desviac. Estándar 2,0		Desviac. Estándar 1,5	
	Casos	Corridas	Casos	Corridas	Casos	Corridas
Aceite de soya	0	0	2	2	24	7
Aceite de palma	3	1	21	3	72	9
Azúcar rubia	6	4	25	8	76	14
Maíz amarillo	6	1	13	2	64	10
Maíz blanco	1	1	8	2	38	7
Soya	1	1	9	2	35	8

desviaciones estándar promedio por encima del promedio de series de tiempo. En este caso, la regla daría señales de cambio estructural en 14 de 20 veces, cuando en realidad no ocurre cambio estructural alguno.

Del Cuadro 8 se desprende que mientras más conservadores sean los límites (más desviaciones estándar), menores serán los cambios estructurales. Los resultados pueden expresarse también en porcentajes. Por ejemplo, si el límite para el azúcar rubia fuera 2 desviaciones estándar, se podría concluir que 40 por ciento

((8/20)×100) de las veces ocurrirá un "cambio estructural" causado solamente por la aleatoriedad de las series de tiempo para el azúcar rubia. En este caso el límite sería muy restringido. Y el caso del azúcar rubia, con un límite de 2,5 desviaciones estándar, sería demasiado restrictivo, dado que 4 de 20 corridas dan por resultado un cambio estructural.

El Cuadro 9 es similar al anterior, excepto que esta vez se corren 100 regresiones por celda y se prueban diferentes límites para alcanzar tan sólo 5 por ciento o menos de "cambios estructurales". En este

Cuadro 9
EXPERIMENTOS MONTE CARLO PARA
PRODUCTOS ARIMA (1, 0, 0)
(100 corridas)

Producto	Desviación Estándar 2,5		Desviación Estándar 3		%
Aceite de soya	0	0			0
Aceite de palma	32	4			4
Azúcar rubia	52	17	19	5	5
Maíz amarillo	25	6	4	2	2
Maíz blanco	16	4			4
Soya	13	4			4

cuadro, para los seis productos modelados con ARIMA (1,0,0), la naturaleza de los límites se define de modo tal que se alcance el 5 por ciento o menos de "cambios estructurales" debidos a la aleatoriedad. En el caso del maíz amarillo, y especialmente en el del azúcar rubia, se tendría que usar un límite de 3 desviaciones estándar. Si se usara el límite de 2,5 desviaciones estándar, el 17 por ciento de veces se presentaría un cambio estructural inexistente.

Este cuadro también destaca el importante hecho que la regla debería ser establecida de acuerdo con el producto. Una regla general, especialmente usando una desviación estándar de la misma serie de tiempo, crearía límites muy restrictivos para productos cuyos precios internacionales son muy estables.

También se podría hacer esta aseveración acerca del propio sistema de franja de precios: los precios piso y techo pueden ser muy sensibles a pequeñas variaciones en el precio referencial sólo debido a que el precio del producto ha sido históricamente muy estable y la franja es muy estrecha.

Los productos ARIMA (1,1,0)

De la misma manera, a continuación se analizan los siete productos modelados con ARIMA (1,1,0). El Cuadro 10 presenta los resultados de las regresiones exploratorias y muestra que no ocurrió cambio estructural alguno cuando el límite se estableció en 2 desviaciones estándar. Cuando el límite se fijó en 1,5 desviaciones estándar, sólo dos productos, trigo y arroz, mostraron un cambio estructural. El límite con 1,5 desviaciones estándar es obviamente demasiado restrictivo.

Los productos incluidos en el anterior grupo ARIMA (1,0,0) requirieron un límite de entre 2,5 y 3 desviaciones estándar para que la regla fuera útil. En el caso de los productos especificados como ARIMA (1,1,0) el límite fue menor.

El Cuadro 11 muestra los resultados para 100 corridas. Al igual que en el Cuadro 9, se incrementó el número de desviaciones estándar para definir los límites hasta que ocurrieran 5 por ciento o menos de cambios. En el caso del trigo y el arroz, por ejemplo, se necesitó un límite de 2 desviaciones estándar para tener menos del 5 por ciento de cambios estructurales.

Una aplicación inmediata de los experimentos Monte Carlo mostrados arriba es que los límites para el establecimiento de cambios estructurales no deberían definirse por el mismo número de desviaciones estándar para todos los productos. Cabe destacar que lo mismo podría ser cierto para el propio sistema de franja de precios. Si se establece, por ejemplo, un límite de 2 desviaciones estándar para todos los productos, en algunos productos, como cebada, nunca se detectaría un cambio estructural. Del mismo modo, con otros productos que están en el otro extremo, tales como el azúcar rubia, ocurrirían cambios estructurales frecuente e incorrectamente.

Los límites propuestos para cada producto sobre la base de los experimentos Monte Carlo se presentan en el Cuadro 12. El rango de los límites propuestos va desde 1,5 hasta 3 desviaciones estándar. Debe notarse que cebada y carne de cerdo pueden tolerar un límite menor porque en las regresiones Monte Carlo no se detectaron cambios estructurales en este nivel.

Cuadro 10
EXPERIMENTOS MONTE CARLO PARA
PRODUCTOS ARIMA (1, 1, 0)
(20 corridas)

Producto	Desviac. Estándar 2		Desviac. Estándar 1,5		Desviac. Estándar 1	
	Casos	Corridas	Casos	Corridas	Casos	Corridas
Trigo	0	0	1	1	23	9
Azúcar blanca	0	0	0	0	14	7
Carne de pollo	0	0	0	0	4	4
Carne de cerdo	0	0	0	0	5	4
Cebada	0	0	0	0	10	6
Leche en polvo	0	0	0	0	7	5
Arroz	0	0	1	1	25	11

Cuadro 11
EXPERIMENTOS MONTE CARLO PARA
PRODUCTOS ARIMA (1, 1, 0)
(100 corridas)

Producto	Desviación Estándar 1,5		Desviación Estándar 2		%
Trigo	9	6	1	1	1
Azúcar blanca	1	1			1
Carne de pollo	2	2			2
Carne de cerdo	0	0			0
Cebada	0	0			0
Leche	2	2			2
Arroz	10	6	1	1	1

Cuadro 12
MAGNITUDES DE LÍMITES PROPUESTOS EN TÉRMINOS DE
DESVIACIONES ESTÁNDAR

	Desv. Es. 1,5	Desv. Es. 2	Desv. Es. 2,5	Desv. Es. 3
Aceite de soya		X		
Aceite de palma			X	
Azúcar rubia				X
Maíz amarillo				X
Maíz blanco			X	
Soya			X	
Trigo		X		
Azúcar blanca	X			
Carne de pollo	X			
Carne de cerdo	X			
Cebada	X			
Leche	X			
Arroz		X		

El otro parámetro

Hasta el momento las regresiones Monte Carlo han sido realizadas proponiendo diferentes niveles para los límites. Como ya se mencionó, el otro parámetro que debe determinarse es el número de observaciones mensuales que tienen que estar fuera del límite para que se considere que ha ocurrido un cambio estructural. Hasta ahora este parámetro se ha mantenido constante en 6 meses consecutivos, pero como se ilustra en el *Cuadro 13* para el caso del arroz, este parámetro puede ser también usado para definir el número de cambios estructurales. Mientras menos sean los meses, mayor será la frecuencia con que se observen cambios estructurales.

4. Conclusiones

El sistema de franjas de precios para productos agrícolas fue establecido en 1994 a través de la Decisión 371 y ha estado

vigente un año. Parece que es útil para enfrentar las fluctuaciones de corto plazo de los precios internacionales, así como ajustes de largo plazo generados, por ejemplo, por nuevos desarrollos tecnológicos. Sin embargo, no parece estar preparado para resolver problemas generados por cambios estructurales como los que se ilustran en la función escalonada.

El sistema de franjas de precios podría ser modificado para considerar este tema,

Cuadro 13
DIFERENTES NÚMEROS DE MESES
PARA EL CASO DEL ARROZ CON UN
LÍMITE DE DESVIACIÓN
ESTÁNDAR DE 1,5
(100 corridas)

Número de meses	Número de cambios	Número de corridas
5	26	18
6	10	6
7	6	2

pero el principio básico del sistema debe mantenerse porque representa una solución de *second best*. Dadas las distorsiones e imperfecciones en los mercados internacionales y su incapacidad para reflejar completamente las escaseces relativas de los recursos, el sistema de franjas de precios neutraliza estos efectos. Una ventaja adicional es que los países de la región andina pueden beneficiarse de los subsidios de los países exportadores sin distorsionar los precios internos.

La regla que se propone en este documento es definir un cambio estructural cuando el precio de referencia haya estado fuera de un límite por seis meses consecutivos. Siguiendo una metodología similar a la del propio sistema de franja de precios, este límite se fija en términos de un número de desviaciones estándar.

La principal recomendación derivada del documento es que para cada producto debe establecerse un número distinto de desviaciones estándar para definir el límite. Utilizar el mismo límite de manera generalizada puede llevar a dos tipos de errores: de Tipo I, detectar un cambio es-

tructural cuando en verdad no existe, o de Tipo II, no detectarlo cuando en verdad ocurre.

Esta recomendación se puede extender al propio sistema de franja de precios. Como se debe recordar, la Decisión 371 trata a todos los productos por igual en lo que se refiere a precios piso y techo. De hecho, a productos agrícolas que tienen precios estables se les asigna franjas muy estrechas que pueden romperse fácilmente. En este sentido, los experimentos de Monte Carlo, como los usados en este documento, pueden facilitar la determinación de dichos límites.

El caso del aceite definitivamente cumple las condiciones para un cambio estructural, aun si se definiera un límite bastante alto. Más aún, pruebas estadísticas determinan que los precios internacionales de los aceites siguen un camino aleatorio. Si los precios internacionales de este producto se comportan en la actualidad como caminos aleatorios, pasará un largo tiempo antes de que regresen a su antiguo promedio.

Referencias Bibliográficas

DEL VALLE, Manuel. "El caso de la franja de precios a los alimentos importados". *Debate Agrario*. Lima, (12), ago., 1991.

Gaceta Oficial del Acuerdo de Cartagena. Lima, 11 (167), dic., 1994.

GARDNER, Grant y KIMBROUGH, Kent. "The behavior of US tariffs". *American Economic Review*. 79 (1): 211-218, mar., 1989.

JUNTA DEL ACUERDO DE CARTAGENA. *Sistema andino de franjas de precios: resumen gráfico*. 1994.

NELSON, Charles y PLOSSER, Charles. "Trends and random walks in macroeconomic time series". *Journal of Monetary Economics*. 10: 139-162, 1982.

PYNDYCK, Robert y RUBINFELD, Daniel L. *Econometric models and economic forecasts*. 3a ed. McGraw Hill, 1991.

STOCK, J. H. "Unit roots in GNP: do we know or do we care?: a comment". *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*. 26: 63-82, 1990.

